

노동조합과 비정규 고용

www.kli.re.kr

김 정 우

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제1절 문제제기	1
제2절 보고서의 구성	4
제2장 고용형태별 노조가입 결정요인 및 가입격차 분해	6
제1절 문제제기 및 구성	6
제2절 고용형태별 노조조직률 추이	8
제3절 노동조합 가입에 관한 이론 및 선행연구	10
1. 노동조합 가입에 관한 이론	10
2. 노동조합 가입과 관련한 선행 실증연구	13
제4절 자료 소개 및 실증분석	17
1. 자료 소개	17
2. 방법론 및 실증분석	19
제5절 소결 및 함의	39
제3장 고용형태별 노동조합 임금효과	42
제1절 문제제기 및 구성	42
제2절 노동조합 임금효과에 관한 이론 및 선행연구	44
1. 노동조합 임금효과와 관련된 이론적 배경	44
2. 노동조합 임금효과와 관련된 선행 실증연구와 그 쟁점	46

제3절 노동조합 임금효과 실증분석	52
1. 자료 소개 및 표본의 기술통계량	52
2. 고용형태별 노동조합 임금효과의 추정	57
제4절 소결 및 함의	68
제4장 노동조합이 비정규 고용에 미친 영향 분석	71
제1절 문제제기 및 구성	71
제2절 이론적 배경 및 선행연구	72
1. 노조와 비정규 고용을 둘러싼 이론 패러다임	72
2. 국내 선행연구	75
제3절 실증분석	79
1. 분석 자료 소개	79
2. 분석 모형	81
3. 실증분석	83
제4절 소결 및 함의	101
제5장 결 론	103
제1절 연구 결과 요약	103
제2절 연구의 함의와 한계	105
참고문헌	109

표 목 차

<표 2- 1> 고용형태별 노동조합 조직률 추이	9
<표 2- 2> 노조가입 결정요인 관련 주요 국내 선행연구 요약	15
<표 2- 3> 표본의 기술통계량	20
<표 2- 4> 노동조합 가입 결정요인(프라빗 모형)	25
<표 2- 5> 고용형태별 노동조합 가입 결정요인 I (프라빗모형_고용형태별 근로실태 조사)	27
<표 2- 6> 고용형태별 노동조합 가입 결정요인 II (프라빗모형_경제활동인구 부가 조사)	29
<표 2- 7> 고용형태별 노동조합 가입 결정요인 III(선택편의를 고려한 프라빗 모형_고용형태별 근로실태조사)	33
<표 2- 8> 고용형태별 노동조합 가입 결정요인 IV(선택편의를 고려한 프라빗 모형_경제활동인구 부가조사)	35
<표 2- 9> 고용형태별 노동조합 가입격차 분해	38
<표 3- 1> 노동조합 임금효과 추정의 방법론별 국외연구 결과	48
<표 3- 2> 노동조합 임금효과 관련 주요 국내연구 결과	50
<표 3- 3> 고용형태 및 조합원지위별 표본의 기술통계량	53
<표 3- 4> 노동조합 임금효과(전체 표본)	59
<표 3- 5> 고용형태별 노동조합 임금효과 I (OLS)	61
<표 3- 6> 고용형태별 노동조합 임금효과 II(PSM)	67
<표 4- 1> 노조가 비정규 고용에 미친 영향에 관한 국내연구	77
<표 4- 2> 표본의 기술통계량(불균형패널)	85
<표 4- 3> 노조가 비정규직 활용에 미친 영향 I (패널프라빗 확률효과 모형)	87

<표 4- 4> 노조가 비정규직 전체의 고용 비율에 미친 영향 I (패널회귀모형)	90
<표 4- 5> 노조가 직접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향 I (패널회귀모형)	91
<표 4- 6> 노조가 간접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향 I (패널회귀모형)	93
<표 4- 7> 표본의 기술통계량(균형패널)	95
<표 4- 8> 노조가 비정규직 활용에 미친 영향II(패널프라빗 확률 효과 모형)	97
<표 4- 9> 노조가 비정규직 전체의 고용 비율에 미친 영향II (패널회귀모형)	98
<표 4-10> 노조가 직접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향II (패널회귀모형)	99
<표 4-11> 노조가 간접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향II (패널회귀모형)	100

그림목차

[그림 2-1] 노동조합 조직률 추세	8
[그림 3-1] 평균 처리효과(ATT)와 매칭에서 선택편의 (selection bias)의 예	65
[그림 3-2] 매칭 알고리즘 비교	65

요약

IMF 경제위기 이후 지난 15년간 한국의 노동시장과 관련된 가장 중요한 이슈를 하나만 꼽는다면, 비정규 노동과 관련된 사안일 것이다. 그동안 다양한 차원에서 다양한 방법을 통해 비정규 노동에 관한 연구가 진행되었지만 아직 비정규 노동을 둘러싼 논쟁이 뚜렷한 결론으로 수렴되었다고 보기는 어렵다. 또한 노동조합이 비정규 고용에 미친 영향에 대한 구체적이고 종합적인 분석은 이루어지지 않았다. 한국이 실제적으로 기업별 노동조합 체제 아래에 있고, 기업별 노조는 내부노동시장의 공고화에 기여하는 중요한 제도 변수라는 점을 고려하면, 고용형태별 노동시장 격차에 관한 연구가 노동조합의 영향력에 대한 총체적 검증까지 이어지지 못한 것은 다소 의외라 하겠다.

본 보고서는 노동조합이 비정규 노동에 과연 어떠한 영향력을 얼마나 미치고 있는지 실증적으로 분석해 보고자 하는 목적으로 진행되었다. 본 연구는 노동조합의 가입에서부터 노동조합에 가입함으로써 노조원이 누리는 노동조합 임금 프리미엄, 그리고 노동조합이 비정규 고용의 증감에 미친 영향에 이르기까지 노동조합이 비정규 노동에 미친 총체적 영향을 검증해 보고 그에 입각한 정책적 함의를 도출해 보고자 하였다.

◆ 고용형태별 노조가입 결정요인 및 가입격차 분해

고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」와 통계청의 「경제활동인구 부가조사」 2012년도 최신 자료를 활용하여 고용형태별 노동조합 가입 결정요인과 격차에 대한 분해를 실시하였다.

임금노동자 전체를 대상으로 하는 프라빗 분석 결과 비정규직인 경우 노동조합 가입확률이 유의하게 낮아짐을 발견하였고, 고용형태의 선택과 노조가입 선택 간에는 체계적인 관련이 있을 것으로 판단되어, 선택편의를 고려한 프라빗 모형으로 정규직과 비정규직의 노조가입 결정요인을 분석하였다. 그 결과 경제활동인구 부가조사 자료의 비정규직 표본을 제외한 나머지 모든 표본에서 선택편의가 존재함을 확인할 수 있었고, 대다수 선행연구 결과와 마찬가지로 노동조합의 가입에는 일자리 속성과 관련된 노동수요 측 요인이 인적 속성을 비롯한 노동공급 측 요인보다 훨씬 더 큰 영향을 미치는 것을 발견했다. 이러한 결과는 두 조사 모두에서 동일하게 나타나고 있어 추정 결과의 강건성(robustness) 또한 확인할 수 있었다.

노동조합 가입 여부를 종속변수로 하는 비선형 오하카 분해모형으로 정규직과 비정규직의 노조 가입격차의 차이를 분해한 결과, 비정규직에 비해 높은 정규직의 노조 가입성향 중 약 27.7~49.5%만 양 집단 간의 속성 차이로 설명할 수 있었다. 또한 이러한 설명 가능한 특성효과를 다시 노동공급 측 요인과 노동수요 측 요인으로 나누어 그 비중을 살펴본 결과, 노동수요 측 요인의 크기가 전체 특성효과 중 80.7~86.9%에 달하고 있음을 확인할 수 있었다.

이러한 사실은 결국 정규직과 비정규직 간의 노조 가입성향의 차이는 개별 노동자의 개인적 특성 차이에 의한 것이 아니라, 노동조합을 포함하는 노동시장 전체의 구조에 의한 것임을 의미한다. 즉 기업 단위로 조직되고 교섭하는 한국 노동시장 및 노사관계의 제도적 구조가 반영된 결과라는 것이며, 이러한 조건에서 상대적으로 낮은 비정규직의 노조가입률을 높이는 것은 개별 노동자의 태도 변화나 노력이 아니라, 장기적으로는 규모·산업·직종·근속과 같은 일자리 속성과 관련된 노동수요 측 요인의 구조적 변화, 단기적으로는 보다 적극적인 노동조합 공급 노력이 필요함을 뜻한다.

◆ 고용형태별 노동조합 임금효과

「고용형태별 근로실태조사」와 「경제활동인구 부가조사」 2012년도 자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 노동조합 임금효과를 추정된 결과 우선 임금근로자 전체 표본의 OLS 추정 결과 노동시장 내에서 가장 우월한 지위를 가질 것으로 예상되는 정규직 조합원의 임금효과 계수 값이 정규직 비조합원, 비정규직 조합원, 비정규직 비조합원과 비교했을 때 가장 높게 나타나 정규직 조합원 집단의 노조 임금효과를 확인할 수 있었다.

다음으로 정규직과 비정규직의 표본을 나누어 각각의 노조 임금효과를 OLS 추정된 결과 정규직의 노조 임금효과는 5.4%(고용형태별 근로실태조사)와 7.0%(경제활동인구 부가조사), 비정규직의 노조 임금효과는 10.7%(경제활동인구 부가조사)로 나타났고, 고용형태별 근로실태조사 비정규직 표본의 노조 임금효과는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 나타냈다.

노동조합의 가입과 노동자들의 생산적 특성 사이에는 체계적 연관, 즉 선택편의가 있을 수 있는데 이를 감안한 PSM 방법으로 선택편의를 고려한 노조 임금효과 추정을 시행한 결과 대부분의 매칭 결과에서 노조 임금효과의 추정 값이 OLS 추정 결과보다 높게 나타났다. 또한 모든 경우에 있어 비정규직의 노조 임금효과가 정규직보다 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노동조합 가입에는 일정한 부(-)의 선택편의가 있음을 암시하는 것이며, 동시에 비정규직의 경우에도 정규직 못지않은 노조가입의 경제적 유인이 존재하고 있음을 의미한다.

◆ 노동조합이 비정규 고용에 미친 영향 분석

마지막으로 사업체패널조사(Workplace Panel Survey) 1~4차년

도 자료를 불균형패널과 균형패널 표본으로 구축하여, 노조조직률과 비정규 고용 간의 관계를 패널 분석하였다.

분석결과 사업체의 미관측 이질성을 고려하지 않은 패널 프라빗 확률효과에서는 Uzzi & Barsness(1998)의 연구와 마찬가지로 노조조직률과 비정규직 활용 여부 간에 통계적으로 유의한 뚜렷한 역U자형 비선형관계를 확인할 수 있었다. 즉 노조조직률이 매우 낮거나 매우 높은 경우 오히려 비정규직 활용확률이 떨어지는 것으로 나타났다.

반면 사업체의 관측되지 않은 특성과 비정규 고용 간의 내생적 관계를 통제하기 위한 패널 고정효과 모형을 활용한 결과, 전체 비정규직 활용비율 및 직접고용 비정규직 활용비율 간에는 통계적으로 유의한 결과를 발견하기 어려웠다(부호는 역U자형 관계). 그러나 간접고용 비정규직 활용비율과 노조조직률 간의 관계는 역U자가 아닌 U자형 비선형관계가 발견되었다. 즉 한계효과를 계산했을 때 무노조사업체까지 포함한 표본에서 약 35% 정도의 노조조직률을 웃돌게 되면 오히려 간접고용 비정규직의 활용이 증가하는 U자형 비선형관계가 존재한다는 것이다. 이는 노조조직률이 매우 낮거나 매우 높은 경우에 오히려 간접고용 비정규직을 많이 사용하고 있다는 의미로 해석 가능하다.

◆ 결론

정규직과 비정규직의 노조 가입성향에는 큰 차이가 존재하고 두 부분 모두 노동수요 측 요인이 미치는 영향이 크다는 사실, 고용형태별 노조 가입격차를 분해한 결과 양 부분의 속성 차이로 설명 가능한 부분은 적은 편이고, 이마저 노동수요 측 요인이 대부분을 차지한다는 사실, 그리고 이미 노동조합에 가입하고 있는 비정규직 노동자들은 정규직을 상회하는 노조가입으로 인한 임금 프리미엄을 누리고 있다는 사실은 만약 비정규직의 노조 가입을 제약하고 있

는 여러 구조적 요인들(법률적·제도적 제약뿐 아니라 노동조합 조직화 주체들의 노조공급 부재, 사용자의 해고 계약해지 등 반노조 행태)이 해소된다면 한국의 노조조직률이 비약적으로 늘어날 잠재적 가능성을 내재하고 있음을 시사한다.

노조조직률과 비정규직 활용 여부 및 활용비율 간의 비선형관계가 발견된 것은 노동조합과 관련해 여러 가지 시사점을 제공한다. 우선 노조조직률과 비정규직 활용 여부 간에 뚜렷한 역U자형 관계가 발견된 것은 우리나라의 경우에도 — Uzzi & Barsness(1998)가 언급한 바와 같은 — 노조교섭력과 비정규직 활용 간의 비선형관계가 존재함을 의미한다. 즉 노조교섭력 수준에 따른 비정규직 활용에 대한 규제효과가 충분히 존재할 수 있음을 암시하는 것이다.

또한 패널 고정효과 모형으로 미관측 이질성을 통제한 후에도 노조조직률과 간접고용 비정규직 고용 비율이 통계적으로 유의한 U자형 관계를 갖는다는 것은 결국 강한 교섭력을 가지고 있는 노조가 있는 사업체의 경우 간접고용 비정규직을 더 많이 활용하고 있다는 것이다.

고용의 주체가 노동조합이 아니라는 점에서, 이러한 관계의 책임이 모두 노동조합만의 것은 아니겠으나 적어도 강한 교섭력을 가진 노동조합이 스스로의 고용보호 완충막(buffer)을 설정하거나 3D 직무를 외부화하는 과정에서 간접고용 비정규직의 남용을 묵인하지는 않았는지 되돌아볼 필요가 있다. 일부 간접고용 비정규직 직무의 불법성 논란이 지속되고 있는 작금에 노동조합은 향후 과도한 간접고용 비정규직 남용을 적극적으로 제어하고, 현재의 간접고용 비정규직 일자리를 최소한 직접고용으로 전환하려는 노력을 시급한 정책 의제로 설정할 필요가 있다고 하겠다.

본 연구는 각 장별 연구 내용을 보다 유기적으로 결합하여, 노동조합과 비정규 고용 사이의 큰 그림, 특히 구조적 관련성을 입증하는 데까지 나아가지는 못했고, 데이터를 활용한 계량적 분석에 치중

하다 보니 본 연구에서 담고 있는 내용들이 실제 현장에서 어떻게 작동되고 있는지에 관한 사례분석 등은 진행하지 못했다. 또한 고용 형태별 노조가입 결정요인이나 노조 임금효과 분석의 경우 횡단면 자료에 의존하다 보니 시계열적 변화에 관한 내용은 반영하고 있지 못하다. 이상 본 연구의 한계는 추후에도 지속적인 분석과 관찰이 요구된다고 할 것이다.

제 1 장 서 론

제1절 문제제기

IMF 경제위기 이후 지난 15년간 한국의 노동시장과 관련된 가장 중요한 이슈를 하나만 꼽는다면, 비정규 노동과 관련된 사안일 것이다. 그동안 다양한 차원에서 다양한 방법을 통해 비정규 노동에 관한 연구가 진행된 바 있다. 그러나 비정규 노동의 문제가 사회적 이슈가 된 지 십수 년이 흘렀지만, 비정규 노동을 둘러싼 논쟁이 뚜렷한 결론으로 수렴되었다고 보기는 어렵다. 비정규 노동과 관련된 논쟁은 처음에는 비정규직의 정의와 규모를 둘러싼 논쟁으로부터 촉발된 후(김유선, 2001; 정이환, 2003; 유경준 외, 2009; 장신철, 2012) 비정규직 일자리의 성격을 둘러싼 논쟁(장지연·한준, 2000; 남재량·김태기, 2000; 류기철, 2001; 이호수, 2002; 이시균·윤진호, 2007), 그리고 비정규직의 차별 여부 및 그 크기를 둘러싼 논쟁(안주엽, 2001; 김용민·박기성, 2006; 정이환, 2007; 남재량, 2007; 이인재·김태기, 2009; 김선애·김진영, 2011; 이인재, 2011), 비정규직 보호 입법의 효과를 둘러싼 논쟁(이병희, 2009; 남재량·박기성, 2010; 유경준·강창희, 2013) 등으로 진전되었지만 비정규직과 관련된 어떠한 연구든 하나의 주장으로 수렴되고 있다고 보기는 힘들다. 다만 동일한 노동을 하는 비정규직 노동자에 대한 차별은 부당한 것이라는 인식에 대해 어느

정도의 의견 접근이 이루어졌고, 비정규직의 남용에 대한 어느 정도의 규제 필요성도 대체적으로 동의되고 있다. 이러한 부분은 실제 정책이나 제도의 개선으로 이어지고 있다.

그러나 노동조합이 비정규 고용에 미친 영향에 대해 구체적이고 종합적인 분석은 이루어지지 않았다. 한국의 노동조합이 실제로 여전히 기업별 노동조합 체제 아래에 있고, 기업별 노조는 내부노동시장의 공고화에 기여하는 중요한 제도 변수라는 점을 고려하면, 고용형태별 노동시장 격차에 관한 연구가 노동조합의 영향력에 대한 총체적 검증까지 이어지지 못한 것은 다소 의외라 하겠다.

돌아켜보면 한국에서 노동조합은 1987년 노동자대투쟁 이후에야 비로소 온전한 제도 변수로서의 자기 지위를 가질 수 있게 되었다고 할 수 있다. 그 이전의 노동조합은 설사 법률적으로는 그렇지 않다 하더라도 사회적 현실에서 볼 때 단결권과 단체교섭권, 단체행동권이라는 노동3권이 심각하게 제한되어 있었음을 부인할 수 없을 것이다. 1987년 이후 민주주의 제도의 정착이 노동 현장에서 그 이전 시기에 비해 상대적으로 자유로운 노동조합의 설립 및 단체교섭, 그리고 파업의 권리를 행사하는 데 큰 계기가 되었음은 주지하는 바와 같다.

1987년 이후 이미 사반세기라는 적지 않은 시간이 흘렀고, 이 기간 동안 노동조합에 대한 평가 역시 극명하게 갈라졌다. 1987년 직후에는 노동조합이 실제 노동시장 전체에 미치는 영향력이 적지 않았다. 지금보다 두 배가량 높은 노조조직률이나 매우 높은 파업 성향 등을 통해 볼 때 당시의 노동조합(운동)이 지금보다 높은 교섭력을 가지고 있었음을 유추해 볼 수 있다. 더구나 노동조합의 구성 자체는 그때도 역시 대기업이나 공공부문 중심으로 이루어져 있다 하더라도 당시에는 노동자 내부의 격차가 지금보다 크지 않았고, 무엇보다도 노조 부문의 선도적 교섭이나 투쟁의 결과물이 무노조 부문에 전이되는 위협효과의 크기가 지금보다 훨씬 컸다고 할 수 있다. 따라서 당시에도 주로 이데올로기 측면에서 과도한 임금인상에 대한 비판이 존재하지 않은 것은 아니지만, 임금인상 기능을 비롯한 노동조합의 여러 역할에 대한 사회적 시선은 지금보다는 훨씬 호의적이었다고 할 수 있다.

그러나 IMF 경제위기 이후 노동시장의 양극화가 진전되었고, 고용형태도 파편화되었는데, 노동조합운동이 이러한 고용형태의 다양화에 제대로 대응하지 못하면서 노동조합 조직률은 지속적으로 하락하였다. 몇몇 사례에서 비정규직 노동자들의 장기적이고 전투적인 쟁의가 있었지만 이러한 노력들의 성과물이 기존의 노동조합운동과 유기적으로 결합되어 제도화된 노동조합운동으로 수렴된 사례는 찾아보기 쉽지 않다. 노동조합 조직률 자체도 감소했지만, 노동조합의 구성이 정규직이나, 상대적으로 좋은 일자리로 수렴되는 경향이 강해져 소위 노동조합 대표권의 갭이 커지고 있다는 지적들이 나왔고, 이러한 구조적 변화가 노조 부문에서 무노조 부문으로 낙수되는 경제적 잉여의 크기를 크게 감소시켰다는 주장들도 제기되었다.

그러나 노동조합이 노동시장 양극화 및 고용형태 다양화, 더 정확하게는 정규직·비정규직 간의 격차 확대 및 비정규 고용의 증가에 어떤 영향을 미쳤는지 실증적인 분석결과를 일관되게 보고하고 있지는 못하다. 오히려 대다수의 저널리스트틱한 접근에서는 각각이 처한 이데올로기에 기여, 노동조합이 노동시장에 미치는 영향을 과도하게 침소봉대하지 않았는가 하는 의구심이 있다.

본 연구는 바로 이러한 문제의식에서 출발하였다. 본 연구의 기본 목적은 노동조합이 비정규 노동에 과연 어떠한 영향력을 얼마나 미치고 있는지 실증적으로 분석해 보는 것이다. 지금까지 노동조합과 관련된 연구들의 경우 노조가입 결정요인 또는 노조 임금효과와 관련한 연구가 산발적으로 수행되었을 뿐, 이러한 문제들에 대한 고용형태별 격차에 주목한 연구는 희소하다. 따라서 본 연구는 노동조합의 가입에서부터 노동조합에 가입함으로써 노조원이 누리는 노조 임금프리미엄, 그리고 노동조합이 비정규 고용의 증감에 미친 영향에 이르기까지 노조가 비정규 노동에 미친 총체적 영향을 검증해 보고자 한다.

제2절 보고서의 구성

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 다음의 제2장에서는 고용형태별 노동조합 가입 결정요인을 살펴보고, 노동조합 가입에 있어서 고용형태별 격차를 요인분해해 본다. 이를 통해 현재 노동조합의 구성이 어떻게 이루어져 있으며, 노동조합의 가입을 결정하는 데 노동공급 측 요인과 노동수요 측 요인 중 어떤 것의 영향력이 더 큰지에 대해 검토한다. 이 과정에서 노동조합 가입의 고용형태별 격차가 존재하는지 살펴보고 격차 해소를 위한 정책적 대안을 모색할 수 있으리라 기대한다.

제3장에서는 정규직과 비정규직의 노조 임금프리미엄의 크기를 비교해으로써 고용형태에 따라 노조가입의 경제적 인센티브가 실제 존재하는지 검토해 보겠다. 이를 위해 우선 노동조합의 상대임금효과는 어느 정도인지 검토하고, 고용형태에 따라 상대임금효과의 차이가 존재하는지 실증 분석하겠다. 이와 더불어 노동조합에 가입하는 노동자와 가입하지 않는 노동자 사이에 체계적 특성 차이가 존재할 수 있음을 감안하여, 이러한 ‘선택편의’를 고려한 후의 노동조합 임금효과가 잔존하는지도 추가적으로 검토하겠다. 이를 통해 노동자가 노동조합에 가입했을 경우 얻게 되는 경제적 인센티브의 실존 여부를 검증함으로써 노동조합 가입의 경제적 유인에 대한 정책적 함의를 제공할 수 있으리라 기대한다.

제4장에서는 노동조합이 비정규 고용의 증가 혹은 감소에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보겠다. 특히 노사 간의 주장이 팽팽하게 맞서는 부분 중 하나인 비정규직 고용확대 책임론과 관련하여 노동조합이 비정규직 고용에 미친 영향에 관한 통계적 증거가 확보되는지 패널자료를 활용한 방법론을 통해 집중적으로 검토해 보겠다. 이 과정에서 비정규직 내부의 이질적 특성에 주목하여, 노조가 직접고용 비정규직과 간접고용 비정규직의 고용증감에 미친 영향을 각각 추정하고자 한다. 이를 통해 ‘비정규직 고용증가 책임론’을 둘러싼 불필요한 사회적 논쟁을 지양하고, 비정규직 보호를 위한 노사 간의 협력증진의 단초를 제공할 수 있기를 기대한다.

마지막 제5장에서는 연구의 주요 결과를 요약한 후 가능한 정책적 함의를 제안하고, 끝으로 연구의 한계 및 후속연구의 과제를 지적하겠다.

제 2 장

고용형태별 노조가입 결정요인 및 가입격차 분해

제1절 문제제기 및 구성

노동조합은 노동시장과 노사관계에 큰 영향을 미치는 중요한 제도 변수이다. 노동조합 조직률의 하락은 노동조합의 교섭력을 약화시켜 임금과 근로조건, 고용안정성 등에서 조합원(및 유노조 부문 종사자)에 불리하게 작용할 것이며, 이는 사회 전체적으로도 소득불평등 악화 등을 가져오는 요인으로서 중요한 의미를 가진다.

한국에서 노동조합 조직률은 2012년을 기준으로 10.3%이다. 고용노동부가 발표한 2012년 말 기준 한국의 노동조합 수는 5,177개이고 노동조합원 수는 178만여 명이다. 이는 전년도에 비해 6만1천여 명의 조합원이 증가한 것으로 조직률은 0.2%포인트 증가하였다. 2011년에도 그 전년에 비해 노조조직률이 0.3%포인트 증가한 것을 감안하면, 지난 2년간 노조조직률은 0.5%포인트 증가한 셈이다.

그러나 추세적으로 보면, 한국의 노동조합 조직률은 오랜 기간 정체상태에 있으며, 조직률의 크기 역시 대단히 낮은 수준이라 볼 수 있다. 한국의 노조조직률은 1989년의 19.8%를 정점으로 추세적으로 하락하여 2005년에는 10.3%까지 하락한 이후 10%대에서 등락을 거듭해 오고 있다.

사실 노동조합 조직률의 급격한 하락은 서구 산업국가에서 공통적으로

나타나는 현상으로 그 자체만으로 새로운 것은 아니다. 예컨대 미국, 영국, 일본 등 주요 산업국가의 노조조직률은 이미 1970년대 말부터 하락하기 시작하여 2010년 말을 기준으로 각각 11.9%, 26.6%, 18.5%에 머물고 있다(한국노동연구원, 2012a).

그러나 서구와는 달리 한국의 노동조합 체계는 기업별 노조를 중심으로 구성 및 운영되고 있고, 단체협약의 포괄적 적용과 같은 낮은 노조조직률을 상쇄할 만한 제도적 장치가 마련되어 있지 않거나 실질적으로 작동하지 못하고 있다. 따라서 노조조직률이 곧 단체협약 포괄률과 거의 동일한 작금의 상황에서 노조조직률로 표현되는 노동조합의 외연 자체가 크게 축소되는 것은 보다 직접적으로 노동조합운동의 영향력을 축소시키게 된다.

동시에 낮은 조직률뿐 아니라 노동조합 구성의 대표성 역시 문제가 된다. 현행 기업별 노조 체제 아래에서는 노동조합원의 대다수가 정규직 노동자들로 구성되어 있어, 전체 임금노동자의 절반 정도를 차지하는 비정규직 노동자들의 이해와 요구가 제대로 반영되지 않을 수 있다는 데 있다. 노동조합이 가진 순기능 중 하나가 집단 간, 그리고 집단 내 소득불평등을 감소시켜 사회적 형평성을 제고하고, 사회적 연대를 실현하는 것이라 했을 때, 노동조합의 구성이 노동자 내 상층부 위주로 되어있다는 것은 여러 가지 문제를 야기할 수 있다.

본 장은 이러한 문제의식과 배경하에서, 한국의 노동조합 가입이 고용형태별로 어떻게 다르게 이루어지며, 이러한 격차의 원인은 무엇인지 분석해 보고자 하는 목적으로 수행되었다. 이를 위해 다음 제2절에서 노조조직률의 추세를 고용형태별로 살펴보고, 제3절에서는 노동조합의 가입을 설명해 주는 이론들과 이에 입각한 선행 실증연구들의 결과를 요약한다. 제4절에서는 고용형태와 노동조합 지위가 식별 가능한 대표적인 조사자료인 고용형태별 근로실태조사(이하 ‘고용’조사)와 경제활동인구 부가조사(이하 ‘경황’조사)의 활용 가능한 가장 최신 자료인 2012년도 자료를 이용하여, 고용형태별 노동조합 가입 결정요인과 그 격차에 대한 요인분해를 시도하고 그 결과를 분석한다. 마지막 제5절에서는 내용을 요약하고 정책적 함의를 제언한다.

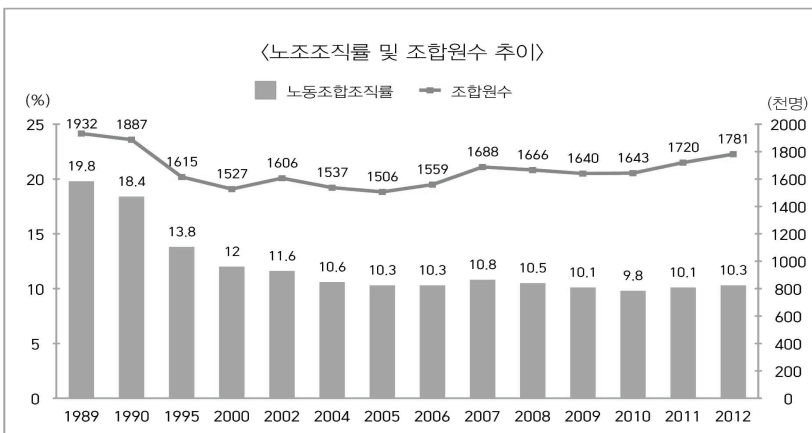
제2절 고용형태별 노조조직률 추이

한국의 노동조합 조직률은 고용노동부에서 매년 조사하는 노동조합 조직현황 조사에 의해 집계·공표된다. 이 조사는 전수조사로 진행되므로 만약 측정오차가 없다면, 한국의 노동조합 조직률을 가장 정확하게 반영하게 된다.

[그림 2-1]은 매년 고용노동부가 발표하는 한국의 노동조합 조직현황을 그림으로 나타낸 것이다. 앞서 언급했듯이 한국의 노조조직률은 1989년의 19.8%를 정점으로 추세적으로 하락을 거듭해 오다 급기야 2010년에는 9.8%라는 한 자릿수 조직률을 기록한 바 있다. 2012년의 노조조직률은 10.3%로 전년보다 0.2%포인트 상승하였다.

한편 고용노동부에서 발표하는 노조조직률에 대해 문제점을 제기하는 주장이 꾸준히 존재해 왔다(김정우, 2005; 김유선, 2008a; 박상신, 2012). 문제제기의 핵심을 요약하면, 전수조사라고 해서 반드시 정확성이 담보되는 것은 아니며, 오히려 조사 과정이나 집계 과정에서 발생할 수 있는

[그림 2-1] 노동조합 조직률 추세



자료: 고용노동부, 『2012년 전국 노동조합 조직현황』.

측정오차 등으로 인해 정확하지 않은 통계가 공표될 가능성을 배제할 수 없다는 것이다. 보다 중요하게는 - 특히 본 연구와 관련하여 - 노동자에 대한 조사가 아니라 노동조합에 대해 조합원 수를 조사하여 집계하는 방식을 취하다 보니 조합원들의 고용형태별 구성을 본 조사를 통해서 식별할 방법이 없다는 것이다.

<표 2-1>은 ‘경황’조사에서 나타난 고용형태별 노동조합 가입현황의 추세이다. ‘경황’조사는 고용형태별 노동조합 조합원의 규모 및 비중을 판단할 수 있는 대표성을 확보하고 있는 통계 중의 하나다.

<표 2-1>의 값을 고용노동부 발표 결과인 [그림 2-1]과 비교해 보면 모든 연도에 있어 경제활동인구조사의 노조조직률 추정 결과가 다소 더 높은 것으로 나타났다. 2004년부터 2012년까지 적게는 0.8%(2011년)에서 많게는 2.2%(2008년)까지 경제활동인구조사를 활용한 노조조직률의 값이 더 컸다.

<표 2-1> 고용형태별 노동조합 조직률 추이

(단위: %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
임금근로자	11.4	12.4	11.8	11.3	12.1	12.7	12.2	11.4	10.9	11.5
정규직	15.3	16.7	15.9	15.1	16.0	17.0	17.3	15.7	15.2	15.8
비정규직	3.4	5.2	4.6	4.3	5.1	4.4	2.5	2.8	2.6	2.9
한시적 근로	4.0	5.9	5.8	5.9	7.3	6.4	3.5	4.1	3.9	4.5
기간제	3.9	4.9	6.0	5.0	6.8	6.9	3.9	3.8	3.4	4.2
반복갱신	10.6	14.9	13.3	15.4	14.5	11.0	6.8	12.4	11.6	12.1
기대 불가	0.4	0.8	0.7	1.6	1.3	1.2	0.3	0.5	0.7	0.8
비전형 근로	2.6	4.2	2.8	1.9	2.3	2.4	1.5	1.8	1.4	1.6
파견	5.9	5.1	8.8	5.7	5.0	7.1	3.1	3.9	4.6	1.6
용역	1.1	3.3	4.8	4.9	5.4	4.0	3.5	4.9	3.7	4.9
특수형태근로	5.1	7.6	3.4	0.8	1.4	1.9	0.5	0.5	0.1	0.0
가정 내 근로	0.7	3.2	0.9	0.2	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0
일일근로	0.5	0.4	0.0	0.1	0.0	0.5	0.3	0.1	0.0	0.0
시간제 근로	0.3	0.5	0.2	0.4	0.2	0.3	0.4	0.2	0.3	0.3

주: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」, 각 연도 8월 활용.
 자료: 한국노동연구원(2012b).

두 조사 간에 다소 차이가 존재하지만, 대체로 지난 10년 동안 한국의 노동조합 조직률은 10~11%대로 매우 낮다는 사실에는 변함이 없다고 할 수 있다. 이를 세부 고용형태별로 좀 더 자세히 살펴보면 다음과 같다.

우선 2003년부터 2012년까지 정규직 노동자의 노조조직률은 16%정도에서 등락을 거듭하고 있는데, 가장 낮을 때는 15.1%(2006년), 가장 높을 때는 17.3%(2009년)였으며, 가장 최근인 2012년 8월을 기준으로 15.8%를 나타냈다. 같은 기간 동안 비정규직 노동자의 노조조직률은 2.5~5.2% 사이였는데, 2012년의 경우 2.9%를 나타냈다.

정규직·비정규직 간 격차뿐 아니라 비정규직 내부에서도 노조조직률은 차이를 보이고 있는데, 2012년을 기준으로 기간제 및 반복갱신 등 한시적근로자의 경우 노조조직률은 4.5%를 나타낸 반면 파견·용역·특수형태 등과 같은 비전형근로의 경우 노조조직률은 1.6%로 상대적으로 더 낮았다.¹⁾

이상의 고용형태별 노조조직률 현황을 살펴보면, 예상대로 정규직의 노조조직률이 비정규직보다 유의하게 높은 것으로 나타났지만, 비정규직의 노조조직률도 3%가량을 나타내고 있고, 비정규직 내부에서도 직접고용(기간제 및 한시근로)과 간접고용(파견 용역 등)의 노조가입 격차는 적지 않은 것으로 볼 수 있다.

제3절 노동조합 가입에 관한 이론 및 선행연구

1. 노동조합 가입에 관한 이론

노동자들은 왜 노동조합에 가입하는가? 이러한 사실을 설명하는 이론

1) 특수형태근로자의 노조조직률은 2010년 0.5%에서 2011년과 2012년 각각 0.1%, 0.0%로 급격히 감소하였는데, 실제 특수형태근로 노동조합의 존재에 영향을 미칠 만한 큰 사건이 없었다는 점을 고려하면 쉽게 납득되지 않는 결과라 판단되며, 추후 충분한 검토가 필요한 지점이다.

적 근거는 크게 학제적 접근과 분석대상 및 범주에 따른 접근으로 나눌 수 있다. 학제적 접근이라고 하면 우선 노조가입의 동인을 개인의 효용극대화 혹은 비용-편익 분석으로 설명하는 경제학적 방법이 있고, 개인의 불만(족)을 해소하는 수단으로 노동조합에 가입하게 된다는 심리학적 접근 그리고 개인의 이념이나 정치적 견해에 입각해 노조활동을 하게 된다는 사회학 혹은 정치학적 관점이 있을 수 있다.

분석대상 및 범주에 있어서는 우선 미시적 접근방법이 있는데 이는 노조조직물의 변동이 개인의 노동조합 가입성향에 의해 결정된다고 보고 개인의 노조 가입성향을 결정하는 요인에 관해 연구하는 방법으로, 대표적으로 미시 노동경제학에서 노조가입을 설명하는 것을 떠올릴 수 있다. 노동경제학에서는 개인이 합리적이기 때문에 노조에 가입한다고 설명한다. 즉 노동조합에 참여할 때 발생하는 비용과 얻게 되는 이익을 비교하여 이익이 비용을 초과할 때 노동조합에 가입한다는 것이다(Farber & Saks, 1980; Hirsh & Addison, 1986 등).

이때 개별 노동자가 노동조합에 참여함으로써 발생하는 각종 비용들, 즉 조합비와 같은 직접적이고 금전적인 손실은 물론이고 과업에 참여할 때 잃게 되는 소득, 노조활동으로 인해 소비되는 시간 등은 모두 비용에 포함된다. 그러나 동시에 노동자들이 노조에 참여함으로써 누리게 되는 임금프리미엄이나 노동조건 개선사항, 고용보호 등은 노조가입으로 인한 이익이 된다.

이런 미시적 접근은 노동조합 가입의 논리를 분명하게 설명할 수 있다는 장점이 있지만, 동시에 산업구조 변화나 노사관계 주체들의 구조, 행태 변화 등 집단적 이유에 의한 노동조합 조직물 변화를 제대로 규명하지 못하는 약점이 존재한다. 보다 근본적으로는 — Farber(2001)가 지적했듯이 — 개인의 노조 가입성향을 분석하기 위해서는 반드시 해당 사업장에 노조가 존재해야 된다는 비현실적인 전제를 포함하고 있다.

미시적 접근법에서 배제하고 있는 요인들은 주로 노동수요와 관련된 변수들이다. 예컨대 해당 기업의 수익성, 노동수요의 탄력성, 기업규모, 해당 직무의 특성 등의 요인들은 노동조합 조직화에 큰 영향을 미치는 구조적 요인 변수들이지만 실제 분석모형에 모든 변수들을 포괄하기란 쉽

지 않다.

한편 거시적 접근법은 노사관계를 둘러싼 산업구조, 고용구조 등 객관적 조건과 노사관계 주체들의 구조변화라는 노사관계 환경변화를 중심에 놓고 연구하는 방법이다. 이러한 접근방법은 노동자 개개인의 노동조합 가입성향에 영향을 미치는 미시 변수를 제대로 파악하기 어렵다는 한계를 지닌다.

이상의 미시적 접근법과 거시적 접근법의 한계를 극복하기 위한 대안으로 등장한 것이 노동조합 수요공급 이론인데, 이는 노동조합 조직률을 개인의 노조가입 선택(노동조합 수요 측면)과 이를 제약하는 제도적·구조적 요인(노동조합 공급 측면)과의 상호작용으로 설명하고 있다. 노동조합 수요 측면은 개별 노동자의 노조 가입성향을 뜻하며, 노동조합 공급 측면은 개별 노동자들에게 노조가입 기회가 얼마나 주어지는가를 의미한다. 동시에 노동조합 공급은 그 자체로 노동조합 조직화에 따른 편익과 비용에 의해 결정되는데, 즉 노조가 조직되면 공급되는 노조 서비스인 단체교섭, 고충처리, 파업 등과 이에 소요되는 비용이 함께 고려된다. 또한 노조조직화에는 노조조직화의 주체가 지닌 조직적 목표와 조직화 자체에 드는 비용, 단체교섭의 법·제도적 구조 등도 영향을 미친다.

만약 개별 노동자가 노동조합에 가입하기를 원하는 즉시 가입할 수 있는 기회가 주어진다면, 그만큼 노조조직률은 높아질 것이다. 반면에 노조가입자격에 대한 법률적·제도적 규제나 사용자의 반노조활동 같은 직접적 제약뿐 아니라 기업규모, 산업, 직종 등의 특성으로 인한 간접적 제약 등에 의해 노조조직화가 어렵거나, 노동조합의 내부 구성이나 조직형태 등에 기인해 조직화 노력이 미흡해지면, 결국 노동조합 가입기회가 봉쇄되는 것이며, 이 경우 그럴수록 노조조직률은 낮아질 것이다.

노조에 대한 수요 및 공급은 대개 현실에서 일치하지 않고 초과수요나 초과공급을 발생시키는데 이러한 현상을 노동조합 대표권의 갭이라고 하며 특히 노조에 대해 초과수요가 존재하는 경우 이를 좌절된 노조수요(frustrated demand for union)라고 표현한다.

노조조직률 결정에 관한 노동조합 수요공급 이론은 기업별 노조 체제에 있는 한국에 더 큰 시사점을 제공해 줄 수 있다. 예컨대 노동조합이 없

는 소규모 영세업체에 취업하고 있는 노동자는 이직을 하지 않는 이상 노조가입 의지가 아무리 높더라도 실제 노조에 가입할 가능성이 원천적으로 배제된다고 볼 수 있기 때문이다. 또한 정규직 중심의 노조조직 구성 역시 비정규직의 노조가입을 제약하는 구조적 요인이 될 수 있다.

2. 노동조합 가입과 관련한 선행 실증연구

노동조합 가입 결정요인과 관련한 선행연구 결과들을 요약하면 다음과 같다. 우선 가장 특징적으로 발견되는 분석결과는 다른 요인들을 통제할 경우 노동조합 가입성향에 큰 영향을 미치는 요인은 개인적 속성보다는 일자리의 산업적·직업적 특성이라는 것이다(Antos, Chandler & Mellow, 1980; Booth, 1986; Deery & Cieri, 1991; Hernandez, 1995; Arulampalam & Booth, 2000; 홍성우, 1996; 김유선, 2002; 이시균·김정우, 2005 등).

두 번째로, 개별 노동자의 성별·세대별·인종별 특성과 노조조직화 확률과의 관계를 살펴본 연구들의 분석결과는 대체로 일관적이지는 않은 결과를 보고하고 있다(Antos, Chandler & Mellow, 1980; Haynes, Vowles & Boxall, 2005).

세 번째로, 노동조합은 직접 노조에 가입해서 경험해 보기 전에는 그 효용을 알기가 쉽지 않다는 측면에서 일종의 경험재(experience good)라고 볼 수 있는데 선행연구에서도 노동조합의 경험재적 속성이 존재함을 밝히는 실증분석이 있다(Blanden & Machin, 2003; Gomez & Gunderson, 2004). 마지막으로 노동조합 수단성에 대한 판단이 노조가입에 미치는 영향을 살펴본 결과, 대체로 노동조합이 내가 처한 현실의 부조화를 극복하는 데 도움이 될 것이라고 생각할수록 더 적극적으로 노동조합에 가입하고 있는 것으로 나타났다(Charlwood, 2002; Schnabel & Wagner, 2005, 2007).

노조 가입성향에 관한 이상의 선행 실증연구는 이미 노조에 가입하고 있는 조합원들을 대상으로 이들을 둘러싼 개인적·구조적 요인을 살펴본 것으로서 조합원이 아닌 사람에 대한 고려는 없는 모형이다. 이후의 실증 연구들은 비록 현재는 노조원이 아니지만 노조에 가입하기를 희망하는

잠재적 조합원까지 모형에 반영시킨 노동조합 수요-공급의 추정모형으로 진전해 갔다(Farber, 1983, 1990; Farber & Krueger, 1992; Riddell, 1993 등).

예컨대 Bryson and Gomez(2003)는 영국에서 좌절된 노조수요의 크기가 15%에 달함을 발견하였고 Bryson, Gomez, Gunderson & Meltz(2005)는 캐나다, 미국, 영국에서 25세 이하 청년층과 그 이상 연령대 간의 노동조합 수요공급 격차가 각각 23%, 6%, 18%에 달하는 것을 밝혀냈다.

2000년대 들어 한국에서도 노동조합 수급 격차 및 좌절된 노조수요에 관한 추정이 시도되었는데, 한국에서 좌절된 노조수요의 크기는 대략 22%에서 35%에 달할 것으로 예상되어 노동조합 공급이 충족될 경우 노조조직률은 비약적으로 상승할 수 있음이 지적되었다(윤진호, 2005; 이시균·김정우, 2007; 김유선, 2008b).

한편 노동조합 가입 결정요인을 고용형태별로 살펴본 연구들은 그다지 많지 않지만, 실증적 쟁점은 과연 노동조합 가입성향에서 고용형태에 따른 차이가 존재하는가를 증명하는 것으로 귀결된다.

비정규직의 경우에도 노조가입의 논리는 앞의 이론적 배경과 크게 다르지 않은데, 노조수요 측면에서 볼 때 비정규직 노동자들은 일에 대한 몰입이 정규직 노동자에 비해 덜하고 이직이 잦기 때문에 노조에 대한 관심이 낮고 노조몰입 역시 떨어진다는 지적이 있다. 비정규직 노동자 중에는 여성이나 청소년의 비율이 높고 노동시간이 짧으며 가사, 육아, 공부 등 노동 외의 일을 많이 하고 있기 때문에 노조가입에 소극적이라는 지적도 존재한다(Booth, 1986; Hernandez, 1995).

한편 노조공급 측면에서 볼 때, 비정규 노동자들은 우선 원천적으로 노동조합이 없는 산업이나 직업에 취업할 가능성이 높다. 만약 노동조합이 있는 사업체에 취업하더라도 노조공급 차원에서 볼 때, 그들보다는 고용이 안정되어 있는 정규직을 일차적인 조직화 대상으로 삼을 가능성이 높다. 정규직 노동자는 비정규직 노동자를 정규직 노동자의 일자리를 위협하는 존재로 인식하거나 주변적인 일, 여성들의 일이라고 인식하는 경우도 있으며, 이 경우 심지어 이들에게 노동조합 가입을 공공연히 거부하는 사례도 보고된다(Walters, 2002).

그러나 Peetz(1998)나 Walters(2002) 등은 다른 요인을 통제할 때 정규직 노동자와 비정규직 노동자는 가입성향에 별다른 차이가 없다는 실증연구 결과를 보고하고 있다. 이는 비정규직 노동자도 노동조합의 노력 여하에 따라 조직화가 가능함을 시사하는 것이다.

한편 한국에서도 노조 가입성향과 관련하여 다수의 실증연구가 수행된 바 있다. 한국에서 노동조합 가입 결정요인과 관련한 주요 선행 실증연구의 내용은 <표 2-2>와 같다.

활용된 자료의 성격이나 분석방법론의 구체적 내용에 따라 다소 차이가 나긴 하지만 전체적으로 볼 때 노조 가입 성향에는 개인의 인적 속성

<표 2-2> 노조가입 결정요인 관련 주요 국내 선행연구 요약

연구자	자료	방법론	주요 결과
이영민 나인강 (2000)	제4차 한국 가구 패널 조사 (1996)	프라빗 분석	<ul style="list-style-type: none"> - 기업규모가 노동조합 가입에 영향을 미침(중소기업에 비해 대기업이 노조 가입확률이 더 높음) 근로자의 개별 특성(성별·연령·학력)은 노동조합 가입에 영향을 미치지 않음. - 지역별로 보면 서울지역이 기타 지역에 비해 노조 가입 확률이 더 높음. 산업별로 보면 도소매업에 비해 제조업은 차이가 없었으나, 금융업 및 운송업의 경우 도소매업에 비해 노조 가입확률이 더 높은 것으로 나타남. - 민간기업과 공공기업을 나누어 분석한 결과, 민간기업에 비해 공공부문의 고졸 미만 근로자 및 연령이 높은 근로자의 경우 노조 가입성향이 높은 것으로 나타남.
노용진 박우성 (2007)	KLIPS 8차 (2005)	순위 로짓 모형 (ordered logit model)	<ul style="list-style-type: none"> - 대기업의 경우 직무만족(-)과 노조 수단성(+)이 노조가입에 영향을 미치는 것으로 나타나 선행연구의 이론과 실증결과와 부합되었지만, 중소기업의 경우 노조 수단성이 노조가입에 긍정적인 영향을 미쳤으나, 직무만족은 영향을 미치지 않는 것으로 나타남. - 의사결정 참여가 노조 가입의사에 미치는 영향을 매우 제한적으로 나타남. 중소기업의 경우 의사결정참여가 노조 가입 의사에 미치는 직접효과도 나타나지 않으며, 직무만족이나 노조 수단성을 매개로 한 매개효과 모두 발견되지 않음. 대기업의 경우 의사결정 참여가 노조가입에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타남.

<표 2-2>의 계속

연구자	자료	방법론	주요결과
나인강 (2008)	KLIPS 6차 (2003)	로짓 분석	<ul style="list-style-type: none"> - 무노조 표본의 노조 가입의향과 유노조 표본의 가입 여부를 종속변수로 분석한 결과, 무노조 표본에서는 선호 차이 이론을 지지하는 것으로 나타났으며, 유노조 표본에서는 장벽이론을 지지하는 상반된 증거를 발견함. - 이는 여성의 낮은 노동조합 참여율은 여성 근로자의 노동조합에 대한 낮은 선호뿐 아니라, 유·무형 장벽에 의하여 복합적으로 나타난 결과임을 시사함.
김수현 (2009)	2005년 WPS	프라빗 (노조 존재 확률), 토빗 (노조 조직률)	<ul style="list-style-type: none"> - 공공서비스업, 공공부문, 사업체 규모, 복수사업장 여부, 설립연한, 교육훈련 관련 전담부서 활용 여부, 생산직 노동자 비율, 인사관리정책 등과 같은 요인들은 노조가입 및 노조조직률에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타남. - 제조업과 건설업, 민간서비스업, 이직률, 여성노동자 비율, 저연령층 노동자 비율, 좋은 노사관계, 유연성 관련 정책 등은 노조가입 및 노조조직률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타남.
정홍준 (2012)	경활 부가 조사 (2009. 3)	로짓 분석	<ul style="list-style-type: none"> - 인구통계학적 변수로 성, 배우자 유무, 연령이 비정규직의 노조가입에 유의한 영향을 미침. - 기업규모, 근속연수도 비정규직의 노조가입에 영향을 미침. - 직접고용과 간접고용 비정규직 간에는 노조가입에 차이를 보이지 않았으나, 특수고용 비정규직은 직접고용 및 간접고용 비정규직에 비해 노조가입이 활발한 것으로 나타남.
홍석범 (2013)	KLIPS (2005)	OLS	<ul style="list-style-type: none"> - 효용성과 이념성 모두 노동조합 가입의사에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나, 효용가설, 불만가설, 이념가설의 한국적 적용가능성을 확인할 수 있었음. - 과거 비정규직 일자리 경험과 미자발적 퇴직 경험도 노동조합 가입에 영향을 미치는 것으로 나타남.

주: KLIPS는 한국노동패널조사, WPS는 사업체패널조사임.

과 같은 노동공급 측 변수보다는 산업, 직종, 기업규모, 노조 존재 여부 등과 같은 노동수요 측 구조적 요인이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 비정규직의 노동조합 조직형태 결정요인 유형화(진숙경·김동원, 2007), 정규직 노조간부들의 비정규직 조직화 방안에 대한 조사(김호원·이종구·김두중, 2006), 금융산업 정규직 노동자들의 비정규직 노동자 조직화 방식에 대한 선호(김호원·김두중, 2007) 등에 관한 연구들도 수행되어 현실에서 비정규직의 노동조합 조직화 양상과 비정규직 노조운동에 대한 이해를 높일 수 있었다. 특히 노조조직화 이후 유의미한 활동을 수행한 바 있는 18개 대표적인 비정규직 노동조합에 대한 사례분석을 수행한 진숙경·김동원(2007)에 따르면, 비정규직 노조의 조직형태 결정요인에는 비정규직의 세부 고용형태, 정규직 노조와의 관계, 노동조합 포괄 범위, 산별노조 존재 여부 등의 요인이 중요한 영향을 미친 것으로 보고하고 있다.

제4절 자료 소개 및 실증분석

1. 자료 소개

본 보고서의 제2장에서 활용한 자료는 다음의 두 가지이다. 우선 우리나라의 가장 대표적인 사업체기반 노동력 조사라 할 수 있는 ‘고용’조사 최근 자료(2012년)를 활용했다. 동시에 우리나라의 가장 대표적인 고용통계이자 가구기반 조사인 ‘경황’조사 자료(2012년)를 이용했다. 이 두 자료는 고용형태와 노동조합원 여부를 동시에 식별할 수 있는 가장 대표적인 자료로서 산업, 규모, 지역 등의 층위에서 일정한 비율에 의해 추출되어 모집단이라 할 수 있는 한국 노동시장의 임금근로자에 대한 대표성을 확보하고 있는 표본조사 통계자료이다.²⁾

본 보고서에서는 추정결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위해 ‘고용’조사의 추정결과와 ‘경황’조사의 추정 결과를 함께 비교하였다. 다만

2) 자료에 대한 보다 자세한 설명은 각각 고용노동부와 통계청 홈페이지의 자료 소개를 참조하라.

이를 위해 ‘경찰’조사 자료를 ‘고용’조사의 기준에 맞춰 재구성하였다. ‘경찰’조사는 전체 산업을 조사대상으로 하는 반면 ‘고용’조사는 국가 또는 지방행정기관, 군·경찰 및 국·공립 교육기관, 국제기구 및 외국기관, 가사서비스업, 개인 운영 농·림·어업체를 제외하고 있다. 따라서 ‘경찰’조사의 산업 구분 역시 최대한 ‘고용’ 조사의 표본과 유사하게 구성하기 위해, 제9차 산업분류를 기준으로 공공행정, 국방 및 사회보장행정과 가구 내 고용활동, 달리 분류되지 않은 자가 소비를 위한 가구의 재화 및 서비스 생산활동, 국제 및 외국기관을 제외하였다.³⁾

또한 ‘고용’조사와 ‘경찰’조사에서 고용형태를 구분하는 방식에는 차이가 있다. 가장 큰 차이는 고용형태 내에서의 중복을 허용하는지의 여부이다. ‘고용’조사에서는 고용형태를 정규직과 8개 형태의 비정규직으로 나누고 있는데, 다양한 비정규직 고용형태 중 특정한 한 형태를 선택하면 나머지 형태가 배제되는 방식으로 구성되어 있다. 즉 특수형태근로종사자, 재택/가내근로자, 파견근로자, 용역근로자, 일일근로자, 단시간근로자, 기간제근로자, 기간제 아닌 한시적근로자, 정규직의 순서로 된 선택지 중 해당하는 문항에 기입하는 방식으로 이루어진다. 따라서 정규직은 앞의 8개의 비정규직이 아닌 잔여적 개념으로 정의되며, 논리적으로는 현실에서 존재할 수 있는 단시간근로자이면서 동시에 파견이나 용역 혹은 기간제노동자인 경우는 ‘고용’조사에 식별할 수 없다. 반면에 ‘경찰’조사는 고용형태를 크게 정규직과 비전형근로, 한시적근로, 시간제근로 등 네 가지로 구분하고 있다. 동시에 고용형태 간의 중복을 허용하고 있어 보다 현실을 잘 반영하고 있다는 장점이 있지만 비정규직 내에서 고용형태가 중복될 때 어떤 고용형태를 우선적으로 규정할 것인지가 명확하지 않아 분석상의 자의성이 개입할 여지 또한 존재한다.

따라서 본 보고서의 제2장 및 제3장의 분석에서는 ‘고용’조사와 ‘경찰’조사의 고용형태 구분 및 노조원 지위 식별을 동시에 만족할 수 있도록 변수 구축과 모형 구성을 시도했다. 즉 고용형태는 정규직과 비정규직으

3) 이런 과정을 거쳤음에도 불구하고 ‘경찰’조사의 산업코드가 중분류까지만 제공되어 개인 운영 농·림·어업체와 군·경찰 및 국·공립 교육기관만을 제외할 수 없었다. 따라서 최종적인 두 표본의 산업분류가 완벽히 일치하지는 않았음을 밝힌다.

로 대별하였고 노조 지위는 조합원과 비조합원으로 구분하였다. 또한 ‘고용’조사와 ‘경찰’조사를 활용한 본 보고서의 내용, 즉 제2장과 제3장의 — 기술통계량을 제외한 — 모든 분석은 원자료에서 제공하고 있는 가중치를 부여하여 분석하였음을 밝힌다.

‘고용’조사 원자료는 그 표본의 크기가 너무 방대하여 분석과정에서 일부 방법론의 경우 컴퓨터의 연산능력에 부담을 주기도 한다. 본 연구에는 컴퓨터 연산능력을 효율적으로 활용하고 분석과정에 걸리는 시간을 단축하기 위해 1/4 표본을 사용하였음을 밝혀둔다. 다만 무작위 임의표집으로 1/4 표본을 추출하였기 때문에 모든 분석결과와 의미는 모집단의 경우와 다르지 않았음을 지적한다. ‘경찰’ 조사의 경우 원자료의 임금근로자 표본 전체를 분석대상으로 삼았다.

2. 방법론 및 실증분석

가. 노동조합 가입 결정요인

고용형태별 노동조합 가입격차를 살펴보기 위한 실증분석 방법론으로 프라빗 모형을 활용했다. 프라빗 모형은 종속변수가 연속변수가 아닌 이산형 변수일 때 적용하는 회귀모형으로 알려져 있다. 제2장의 분석에서 최종적 관심사는 노동조합 가입에 영향을 미치는 각 변수들의 영향력을 확인하는 것이므로, 분석 모형의 종속변수는 노동조합 가입 여부라는 이산형 변수이다. 우선 고용형태의 선택과 노동조합 가입 사이에 선택편의, 즉 두 집단 간에 고용형태의 선택과 노동조합 가입 사이에 체계적 특성 차이가 없다고 가정하고 노조가입 여부를 종속변수로 하는 단순 프라빗 분석을 시행하였다.

단 기존 연구와는 달리 ‘고용’조사 원자료를 활용한 경우에는 사업체의 특성을 각각의 개별 사업체의 표준오차 조정을 통해 반영할 수 있도록 군집분석(cluster analysis)을 포함하였다. ‘고용’조사는 사업체별로 정해진 추출률에 따라 노동자의 고용형태, 임금 등 기본적인 근로실태를 파악하는 조사이다. 2011년 조사부터 어떠한 근로자들이 어떠한 사업체로부터

추출된 것인지 알 수 있도록 사업체 ID를 제공하고 있어, 각각의 사업체의 표준오차를 조정함으로써 계수 값의 통계적 유의도를 보다 정확하게 측정할 수 있게 되었다.

<표 2-3>은 제2장의 분석에 활용된 표본의 기술통계량이다. 우선 종속변수인 노동조합 가입 여부를 살펴보면, 두 조사에 있어 적지 않은 차이가 발견된다. 우선 ‘고용’조사에서 정규직의 노조가입률은 26.4%인 반면 비정규직의 경우는 4.4%에 불과했다. ‘경황’조사의 경우 비정규직의 노조가입률은 3.1%로 비슷했지만 정규직의 경우는 16.1%로 ‘고용’조사의 결과보다 훨씬 낮다. 고용노동부의 노동조합 조직현황 전수조사 결과 등

<표 2-3> 표본의 기술통계량

변수명	고용형태별 근로실태조사		경제활동인구 부가조사	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직
	평균	평균	평균	평균
조합원	0.264	0.044	0.161	0.031
남성	0.693	0.469	0.604	0.451
중졸 이하	0.042	0.113	0.113	0.277
고졸	0.358	0.457	0.383	0.438
초대졸	0.178	0.130	0.176	0.109
대졸	0.351	0.214	0.272	0.154
대학원졸 이상	0.071	0.086	0.055	0.023
연령	39.908	40.391	40.809	45.420
연령제곱	1,703	1,831	1,786	2,283
근속(년)	7.882	2.055	6.837	2.432
근속제곱	124	16	108	23
농림어광업	0.014	0.016	0.006	0.025
제조업	0.284	0.102	0.292	0.091
전기가스수도업	0.021	0.008	0.007	0.002
건설업	0.027	0.038	0.058	0.127
유통서비스업	0.243	0.180	0.215	0.159
개인서비스업	0.079	0.108	0.129	0.140
사회서비스업	0.172	0.307	0.162	0.192
사업서비스업	0.160	0.240	0.131	0.264

〈표 2-3〉의 계속

변수명	고용형태별 근로실태조사		경제활동인구 부가조사	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직
	평균	평균	평균	평균
고위관리자	0.018	0.002	0.027	0.010
전문가·기술공 및 준전문가	0.279	0.224	0.237	0.154
사무직	0.265	0.161	0.236	0.095
서비스직	0.046	0.118	0.077	0.118
판매직	0.055	0.114	0.068	0.132
농림어업숙련직	0.004	0.008	0.003	0.006
기능원 및 관련기능 종사자	0.067	0.050	0.095	0.107
장치·기계조작 및 조립종사자	0.214	0.095	0.161	0.065
단순노무직	0.052	0.227	0.094	0.313
5인 미만	0.038	0.123	0.162	0.266
5~29인	0.198	0.178	0.391	0.445
30~299인	0.438	0.349	0.323	0.252
300인 이상	0.326	0.350	0.124	0.037
관측치	150,577	52,540	15,478	8,473

주: 유통서비스업은 도소매업, 운수업, 통신업, 개인서비스업은 숙박 및 음식점업, 오락, 문화 및 운동관련산업, 기타 공공, 수리 및 개인서비스업, 사회서비스업은 교육서비스업, 보건 및 사회복지사업, 기타사회서비스업, 사업서비스업은 금융 및 보험업, 부동산업 및 임대업, 사업서비스업으로 구성되었으며, <표 2-3>부터 <표 3-6>까지의 모든 표에서 동일함.

자료: 고용노동부(2012), 「고용형태별 근로실태조사」; 통계청(2012), 「경제활동인구부가조사」 원자료이며, <표 2-3>부터 <표 3-6>까지의 모든 표에서 동일함.

과 비교해 볼 때 ‘고용’조사의 경우 정규직 조합원 비중이 다소 과대하게 대표되어 있다고 판단해 볼 수 있다.

남성 근로자 비중의 경우에도 비정규직의 경우 그 비율은 고용형태별 근로실태조사와 ‘경황’조사에서 각각 46.9%, 45.1%로 큰 차이가 없었지만 정규직의 경우에는 ‘고용’조사의 남성비율이 69.3%로 ‘경황’조사의 남성비율인 60.4%보다 다소 높았다.

학력별 분포를 보면 양 조사 모두 정규직의 경우는 고졸의 비중이 각각 35.8%(‘고용’조사), 38.3%(‘경황’조사)로 가장 높았고, 대졸의 비중은

각각 35.1%(‘고용’조사), 27.2%(‘경활’조사)로 그 다음으로 높았다. 한편 비정규직의 경우는 고졸의 비중이 각각 45.7%(‘고용’조사), 43.8%(‘경활’조사)로 대다수를 차지했지만 대졸의 비중도 각각 21.4%(‘고용’조사)와 15.4%(‘경활’조사)로 적지 않았다. 전반적으로 정규직 및 비정규직 내부에서 ‘고용’조사 표본의 학력별 분포가 ‘경활’조사 표본의 학력별 분포에 비해 상대적으로 고학력의 비중이 조금 더 높은 것으로 나타났다.

‘고용’조사에서 정규직의 평균연령은 39.9세, 비정규직의 평균연령은 40.4세였고, ‘경활’조사에서 정규직의 평균연령은 40.8세, 비정규직은 평균연령은 45.4세로 나타나 정규직의 평균연령은 거의 차이가 없었던 반면 비정규직의 평균연령은 ‘경활’조사에서 5세 정도 더 높았다.

근속연수는 정규직의 경우 7.9년(‘고용’조사)과 6.8년(‘경활’조사)이었고, 비정규직의 경우 2.1년(‘고용’조사)과 2.4년(‘경활’조사)으로 고용형태별 격차가 큰 것으로 나타났다.

고용형태별 산업분포를 살펴보면, 정규직의 경우 제조업의 비중이 28.4%(‘고용’조사)와 29.2%(‘경활’조사)로 가장 높았고, 그 다음으로 유통서비스업의 비중이 24.3%(‘고용’조사), 21.5%(‘경활’조사)인 것으로 나타났다. 한편 비정규직의 경우에는 ‘고용’조사에서는 사회서비스업(30.7%)과 사업서비스업(24.0%)의 비중이 가장 높았고, ‘경활’조사에서는 사업서비스업(26.4%)과 사회서비스업(19.2%)의 비중이 높게 나타나는 등 전반적으로 서비스업에서의 고용비중이 더 높았다.

직종별로는 정규직의 경우 전문가·기술공 및 준전문가의 비중이 27.9%(‘고용’조사), 23.7%(‘경활’조사)로 가장 높았고, 사무직의 비중도 26.5%(‘고용’조사), 23.6%(‘경활’조사)로 나타나 이 두 직종이 거의 전체 고용의 절반을 차지하는 것으로 나타났다. 한편 비정규직은 단순노무직의 비중이 가장 높았는데 ‘고용’조사에서는 22.7%, ‘경활’조사에서는 31.3%의 비중을 나타냈다.

조직규모별 고용비중을 살펴보면 조사별로 큰 차이를 보였다. 우선 ‘고용’조사에서는 정규직의 경우 가장 높은 고용비중을 보인 규모는 30~299인 규모로 43.8%의 고용비중을 보였고, 그 다음으로 300인 이상 규모에서는 32.6%의 고용비중을 보였다. 비정규직의 경우는 300인 이상 규모에서

는 35.0%, 30~299인 규모에서는 34.9%의 고용비중을 보였다. 반면에 ‘경찰’조사에서는 정규직의 경우 가장 높은 비중을 차지한 규모는 5~29인 규모로 39.1%의 비중을 보였고, 두 번째로 30~299인 규모에서는 32.3%의 고용비중을 나타냈다. 300인 이상 규모의 고용비중은 12.4%로 ‘고용’ 조사의 값의 3분의 1 수준이었다. 비정규직의 경우 가장 높은 비중을 보인 규모는 5~29인으로 무려 44.5%를 차지했고, 그 다음으로 5인 미만 규모의 고용비중이 26.6%를 나타냈다. 특히 300인 이상 규모의 고용비중은 3.7%에 불과한 것으로 나타나 ‘고용’조사의 결과인 35.0%의 10분의 1 수준이었다. 이렇듯 규모별 고용비중에서 두 조사가 큰 차이를 보이는 이유는 아무래도 ‘고용’조사가 우선적으로 사업체를 찾아가서 사업체 관련 정보를 수집한 후 임금대장에 기초하여 해당 사업체의 근로자를 추출하여 조사되는 반면, ‘경찰’조사의 경우 표본의 할당 및 표집 단위가 가구라는 점을 고려하면 상대적으로 규모의 측정에 있어 측정오차가 발생할 가능성은 ‘경찰’조사의 경우가 상대적으로 더 크다고 생각된다. 어찌되었건 사업체규모별 특성이나 그 효과를 분석함에 있어서 이러한 양 조사의 차이를 염두에 두어야 할 것이다.

<표 2-4>는 전체 표본, 즉 임금근로자 전체를 대상으로 노동조합 가입 결정요인을 프라빗 모형으로 분석한 결과다. 표에 나타난 계수 값은 한계 효과의 값으로 독립변수가 한 단위 변화할 때 종속변수인 노조조직률의 변화율을 나타낸다.

우선 인적속성 변수들을 중심으로 분석결과를 살펴보면, 두 조사 모두에서 남성이 여성에 비해 통계적으로 유의하게 가입성향이 높은 것으로 나타났다. 그러나 한계효과를 보면 ‘고용’조사에서는 남성이 여성보다 약 0.8%, 경찰조사에서는 약 1.1% 정도 가입성향이 높은 것으로 나타나 상대적으로 그 크기는 작은 편이었다.

학력의 경우 ‘고용’조사에서는 학력이 높아질수록 오히려 가입성향이 낮아지는 것으로 나타난 반면, ‘경찰’조사에서는 중졸 이하 학력에 비해 높은 학력 집단들의 경우 대체로 통계적으로 유의한 정(+)의 가입성향을 나타냈다(단 고졸의 경우는 통계적으로 유의하지 않았고, 대학원졸 이상의 경우 1% 수준에서 유의한 음수로 나타남).

연령의 경우 두 조사 모두에서 통계적 유의성이 없었지만 근속의 경우 두 조사 모두 높은 통계적 유의성을 보였고 근속 1년이 증가할수록 노동조합 가입성향도 똑같이 0.9% 증가하는 것으로 나타났다. 제곱항을 넣어 선형성 여부를 검토한 결과, 근속과 노조 가입성향은 선형적으로 증가하는 것이 아니라, 어느 정도까지는 근속이 늘어남에 따라 지속적으로 가입 확률이 증가하지만 특정 시점 이후에는 근속이 가입성향에 미치는 효과가 0에 수렴하는 것으로 나타났다. 한계효과를 계산해 보면 ‘고용’조사의 경우 근속연수가 30.3년, ‘경황’조사의 경우 28.2년이 되면 가입확률이 떨어지기 시작하는 것으로 나타났다. 개별 노동자의 입직 연령에 따라 다르겠지만 사실상 거의 정년이 될 즈음까지 노동조합 가입성향은 선형적으로 증가한다는 뜻으로 해석된다.

산업별 노동조합 가입성향을 살펴보면 제조업을 기준변수로 했을 때 오히려 서비스업을 포함한 여타 산업들의 가입성향이 다소나마 더 높은 것으로 나타났고, 대체로 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다.

직종의 경우 우선 ‘고용’조사의 분석결과 전문가·기술공 및 준전문가를 기준변수로 했을 때 고위관리직(-3.0%), 사무직(-1.2%)의 순으로 통계적으로 유의하게 가입성향이 낮게 나타났고 장치·기계종사자(10.0%), 기능원 및 관련기능 종사자(3.1%)의 순으로 통계적으로 유의하게 가입성향이 높게 나타났다. ‘경황’조사의 분석결과에서도 고위관리직(-3.4%), 판매직(-3.1%)의 순으로 가입성향이 낮았고, 장치·기계종사자(9.3%), 기능원 및 관련기능 종사자(3.6%)의 순으로 가입성향이 높았다.

‘고용’조사에서 5인 미만 사업체를 기준으로 사업체 규모의 효과를 살펴보면 대체로 사업체 규모가 커질수록 노동조합 가입확률도 유의하게 높아지는 것으로 나타났다. 5인 미만 대비 5~29인 사업체는 4.4%, 30~299인 사업체는 14.2%, 300인 이상 사업체는 30.6%나 가입확률이 높은 것으로 나타났다. ‘경황’조사를 활용해 사업체 규모의 노조가입 효과를 살펴봐도 5인 미만 대비 5~29인 기업은 6.2%, 30~299인 사업체는 16.7%, 300인 이상 사업체는 36.0% 정도 가입확률이 높게 나타나 노동조합 가입에는 사업체 규모가 미치는 효과가 매우 큰 것으로 나타났다.

〈표 2-4〉 노동조합 가입 결정요인(프라빗 모형)

변수명	고형태별 근로실태조사	경제활동인구 부가조사
	한계효과	한계효과
남성(더미)	0.008 ^{***}	0.011 ^{***}
고졸(더미)	-0.018 ^{***}	0.004
초대졸(더미)	-0.017 ^{***}	0.015 ^{**}
대졸(더미)	-0.017 ^{***}	0.014 ^{**}
대학원졸 이상(더미)	-0.027 ^{***}	-0.018 ^{***}
연령	-0.001	-0.001
연령제곱	0.000	0.000
근속	0.009 ^{***}	0.009 ^{***}
근속제곱	-0.000 ^{***}	-0.000 ^{***}
농림어광업(더미)	0.217 ^{***}	0.080 ^{**}
전기가스수도업(더미)	0.356 ^{***}	0.300 ^{***}
건설업(더미)	0.019	-0.003
유통서비스업(더미)	0.105 ^{***}	0.070 ^{***}
개인서비스업(더미)	0.059 ^{***}	0.009
사회서비스업(더미)	0.051 ^{***}	0.061 ^{***}
사업서비스업(더미)	0.092 ^{***}	0.066 ^{***}
고위관리자(더미)	-0.030 ^{***}	-0.034 ^{***}
사무직(더미)	-0.012 ^{***}	-0.019 ^{***}
서비스직(더미)	-0.005	-0.008
판매직(더미)	-0.005	-0.031 ^{***}
농림어업숙련직(더미)	-0.002	-0.028 ^{***}
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	0.031 ^{***}	0.036 ^{***}
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	0.100 ^{***}	0.093 ^{***}
단순노무직(더미)	0.012	0.002
5~29인(더미)	0.044 ^{***}	0.062 ^{***}
30~299인(더미)	0.142 ^{***}	0.167 ^{***}
300인 이상(더미)	0.306 ^{***}	0.360 ^{***}
비정규직(더미)	-0.032 ^{***}	-0.032 ^{***}
로그우도합수	-739,895	-3,971,514
R ²	0.328	0.303
표본수	203,117	23,951

주: 1) 학력의 기준변수는 고졸 미만, 산업의 기준변수는 제조업, 직종의 기준변수는 전문가·기술공 및 준전문가, 규모의 기준변수는 5인 미만이며 이하 제2장의 표에서 동일함.

2) 고용형태별 근로실태조사의 경우 군집분석을 통해 23,561개 사업체별로 표준오차가 조정되었음.

3) *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

마지막으로 해당 근로자의 고용형태가 노동조합 가입성향에 미치는 효과를 살펴본 결과 흥미롭게도 두 조사 모두에서 비정규직은 정규직에 비해 노동조합에 가입할 확률을 3.2% 감소시키는 것으로 나타났다.

이상으로 임금근로자 전체 표본을 대상으로 프라빗 모형을 활용해 분석한 결과, 대체로 두 조사 모두에서 연령이나 성별, 학력과 같은 개인의 인적 속성 변수들보다는 종사하고 있는 일자리의 사업체 규모나 산업, 근속연수, 고용형태와 같은 일자리 속성 변수, 즉 노동수요 측 변수들이 훨씬 더 큰 영향을 미치고 있음을 알 수 있고, 특히 고용형태는 통계적으로 유의하게 노동조합 가입성향에 영향을 미치는데, 예측한 대로 비정규직인 경우 가입성향은 낮아지는 것으로 나타났다.

이제 전체 표본을 고용형태에 따라 정규직 표본과 비정규직 표본으로 나누어 노조가입 결정요인을 살펴보겠다. <표 2-5>는 우선 ‘고용’조사 자료를 활용하여 정규직과 비정규직에서 각각의 노동조합 가입 결정요인을 살펴본 것이다.

우선 정규직 노동자의 경우 전체적으로 <표 2-4>의 전체 표본 분석결과와 유사한 결과를 보였다. 한계효과를 크기를 통해 보았을 때 남성은 여성보다 약 1.1%가량 노동조합 가입성향이 높게 나타났고, 고졸 미만에 비해 학력이 높아질수록 노동조합 가입확률이 통계적으로 유의하게 줄어들었으며, 연령의 경우 통계적으로 유의한 결과가 발견되지 않았다.

일자리 속성에 있어 근속은 1년 증가할 때마다 노동조합 가입확률이 1.5%씩 증가하다가 30.5년 이후부터는 감소하는 것으로 나타나는 역U자형 관계를 보여준다.

제조업을 기준으로 했을 때 다른 산업에 종사하는 노동자들의 노조가입 성향이 더 높았으며, 전문가·기술공 및 준전문가에 비해 고위관리직(-5.1%), 사무직(-2.1%)의 가입성향은 다소 낮았고, 장치·기계조립 및 조립종사자(14.4%)와 기능원 및 관련기능 종사자(4.9%)의 가입확률은 더 높았다. 특히 사업체 규모가 클수록 노조가입 성향이 매우 높아지는 것으로 나타났다.

한편 비정규직 노동자의 경우 남성이 여성보다 가입성향이 통계적으로 유의하게 높았지만 그 크기는 0.5%로 미미한 수준이었다. 학력과 연령의

경우 계수 값의 통계적 유의성이 상실되었다.

근속의 경우, 정규직과 마찬가지로 20.1년까지는 근속 증가에 따라 가

〈표 2-5〉 고용형태별 노동조합 가입 결정요인 I (프라빗모형_고용형태별 근로실태 조사)

변수명	정규직	비정규직
	한계효과	한계효과
남성(더미)	0.011 ^{**}	0.005 [*]
고졸(더미)	-0.031 ^{***}	-0.003
초대졸(더미)	-0.033 ^{***}	0.000
대졸(더미)	-0.034 ^{***}	0.005
대학원졸 이상(더미)	-0.047 ^{***}	-0.002
연령	-0.002	0.000
연령제곱	0.000	0.000
근속	0.015 ^{***}	0.001 ^{***}
근속제곱	-0.000 ^{***}	-0.000 [*]
농림어광업(더미)	0.301 ^{***}	0.072 ^{**}
전기가스수도업(더미)	0.447 ^{***}	0.139 ^{**}
건설업(더미)	0.035	0.007
유통서비스업(더미)	0.153 ^{***}	0.053 ^{***}
개인서비스업(더미)	0.087 ^{***}	0.027 [*]
사회서비스업(더미)	0.077 ^{***}	0.017 [*]
사업서비스업(더미)	0.142 ^{***}	0.030 ^{**}
고위관리자(더미)	-0.051 ^{***}	0.000
사무직(더미)	-0.021 ^{***}	-0.002
서비스직(더미)	-0.010	-0.003 ^{***}
판매직(더미)	-0.001	-0.006 ^{***}
농림어업숙련직(더미)	0.007	-0.007 ^{***}
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	0.049 ^{***}	0.000
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	0.144 ^{***}	0.010
단순노무직(더미)	0.025	-0.003
5~29인(더미)	0.091 ^{***}	0.002
30~299인(더미)	0.229 ^{***}	0.016 ^{***}
300인 이상(더미)	0.425 ^{***}	0.067 ^{***}
로그우도합수	-671,700	-61861.38
R ²	0.297	0.170
표본수	150,577	52,540

주: 1) 군집분석을 통해 정규직 표본은 20,376개, 비정규직 표본은 8,770개 사업체별로 표준오차가 조정되었음.

2) *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

입성향도 증가하다가 이후 감소하는 것으로 나타났다. 산업의 경우, 가입 성향이 높은 산업은 유통서비스업(5.3%)이나 사업서비스업(3.0%)과 같은 서비스업 계통이었다. 직종의 경우는 전문가·기술공 및 준전문가를 기준으로 했을 때, 대부분의 직종에서 부(-)의 가입성향을 보였으나 통계적으로 유의한 결과는 판매직(-0.6%), 농림어업숙련직(-0.7%) 정도이고 그 크기도 비교적 작았다. 사업체 규모의 경우도 5인 미만에 비해 30~299인(1.6%), 300인 이상(6.7%)의 경우 더 컸지만 그 크기는 정규직의 한계효과에 비해 매우 작았다.

결과적으로 정규직의 경우 노동수요 측 요인이 노조가입에 미치는 영향이 노동공급 측 요인보다 훨씬 큰 것으로 나타난 반면, 비정규직의 경우는 많은 변수들에서 통계적 유의성이 상실되었고, 정규직과 같은 그런 뚜렷한 경향은 발견하기 어려웠다.

<표 2-6>은 같은 모형을 ‘경황’조사 자료를 활용하여 분석한 결과다. 정규직의 경우 인적 속성과 관련한 변수들을 살펴보면 남성은 여성보다 1.8% 더 가입성향이 높게 나타났고, 학력의 경우 고졸 미만에 비해 초대졸은 2.5%, 대졸은 2.6% 가입성향이 더 높았고, 대학원졸 이상의 경우는 3.1% 정도 가입성향이 낮은 것으로 나타났다. 한편 연령변수는 통계적 유의성이 없었다.

다음으로 일자리 속성과 관련한 변수들을 살펴보면 우선 근속의 경우, 근속 1년이 증가할수록 1.5%씩 노조 가입성향이 높아지는 것으로 나타났지만 앞서의 분석결과들과 마찬가지로 선형적으로 증가하는 것이 아니라 역U자형의 관계를 보여주고 있다. 다만 변곡점은 27.9년인 것으로 나타나 사실상 선형에 가까운 관계라 볼 수 있다.

산업을 살펴보면 기준변수인 제조업에 비해 전기가스수도업의 가입성향은 37.4%나 높은 것으로 나타났고, 그 밖에 사회서비스업(11.2%), 사업서비스업(11.0%), 유통서비스업(10.3%) 등 서비스 산업의 가입성향이 다소 높았다. 직종별로 보면 기준변수인 전문가·기술공 및 준전문가에 비해 장치·기계조립 및 조립종사자의 가입성향은 14.2% 더 높았고, 기능원 및 관련기능 종사자도 5.9% 더 높았다. 나머지 직종들의 경우 기준변수에 비해 가입확률이 다소 낮게 나타났다. 사업체 규모 측면을 보면 5인

〈표 2-6〉 고용형태별 노동조합 가입 결정요인II(프라빗모형_경제활동인구 부가 조사)

변수명	정규직	비정규직
	한계효과	한계효과
남성(더미)	0.018***	0.001
고졸(더미)	0.008	0.000
초대졸(더미)	0.025*	0.005
대졸(더미)	0.026**	0.001
대학원졸 이상(더미)	-0.031***	-0.005
연령	-0.003	0.000
연령제곱	0.000	0.000*
근속	0.015***	0.002***
근속제곱	-0.000***	-0.000***
농림어광업(더미)	0.132***	0.013
전기가스수도업(더미)	0.374***	0.195**
건설업(더미)	-0.005	0.000
유통서비스업(더미)	0.103***	0.027***
개인서비스업(더미)	0.025*	-0.003
사회서비스업(더미)	0.112***	0.004
사업서비스업(더미)	0.110***	0.016***
고위관리자(더미)	-0.063***	-0.005
사무직(더미)	-0.036***	-0.001
서비스직(더미)	-0.027**	0.003
판매직(더미)	-0.038***	-0.013***
농림어업숙련직(더미)	-0.057***	-0.004
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	0.059***	0.005
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	0.142***	0.023***
단순노무직(더미)	0.004	-0.002
5~29인(더미)	0.107***	0.015**
30~299인(더미)	0.250***	0.053***
300인 이상(더미)	0.468***	0.135***
로그우도함수	-3,387,023	-567,904
R ²	0.269	0.248
표본수	15,478	8,473

주: *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

미만 사업체에 비해 규모가 커질수록 가입성향이 일관되게 크게 나타났고 한계효과의 크기도 매우 높았다. 예컨대 기준변수에 비해 300인 이상 사업체의 노조 가입성향은 무려 46.8%나 높은 것으로 나타나 노조가입 결정요인에 사업체 규모의 영향력이 대단히 큰 것으로 나타났다.

비정규직 표본의 프라빗 분석 결과는 다음과 같다. 우선 성별, 학력, 연령과 같은 인적 속성 변수들의 계수 값은 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

일자리 속성 변수 중 근속은 1년 증가할 때마다 약 0.2%씩 증가하는 것으로 나타나 상대적으로 매우 미미한 효과만을 보고했고, 근속연수의 제공항을 넣어 선형성을 검토한 결과 27.1년이 되어야 노조 가입성향이 마이너스로 꺾이는 것으로 보아 선형에 가깝게 증가한다고 볼 수 있을 것이다. 그러나 비정규직의 근속이 27.1년이 된다는 것은 비현실적이며, 한계효과의 크기 역시 매우 작아 사실상 큰 의미는 없다. 산업의 경우, 대다수의 경우 통계적으로 유의하지 않은 가운데 전기가수공업은 제조업에 비해 19.5% 가입성향이 더 큰 것으로 나타났고, 유통서비스업(2.7%), 사업서비스업(1.6%)의 가입성향도 약간 높았다. 직종의 경우 기준변수인 전문가·기술공 및 준전문가에 비해 판매직의 가입성향은 1.3% 더 낮았고 장치·기계조립 및 조립종사자의 가입성향은 2.3% 더 높았다. 사업체 규모의 경우 정규직과 마찬가지로 사업체 규모가 커질수록 노조 가입성향도 더 커지는 것으로 나타났고, 한계효과의 크기도 비교적 커서 규모효과가 차지하는 비중이 높은 것으로 나타났다.

‘고용’조사와 ‘경활’조사의 분석결과, 두 자료 모두의 경우에 있어 고용 형태를 불문하고 인적 속성보다는 일자리 속성 변수들이 미치는 효과가 훨씬 더 컸다. 특히 사업체 규모의 영향력은 다른 모든 변수들을 압도할 만큼 크게 나타나 노동조합 가입 여부에 개별 노동자들이 종사하고 있는 조직의 규모가 미치는 효과가 지배적인 것으로 나타났다. 다만 모든 한계효과의 계수 값을 통해 판단하건데 정규직이 비정규직보다 변수들의 영향력이 더 큰 것으로 나타났고, 이는 사업체 규모의 경우에도 마찬가지였다. 또한 정규직 표본의 경우 대부분의 변수들이 통계적으로 유의하게 나타났다지만, 비정규직 표본에서는 적지 않은 경우에 변수들의 통계적 유의

도가 없었다. 이러한 점은 분석결과를 해석할 때 유의해야 할 부분이다.⁴⁾

나. 선택편의를 고려한 노동조합 가입 결정요인

앞에서 프라빗 모형을 활용하여 고용형태별 노동조합 가입 결정요인을 살펴보았다. <표 2-4>의 전체 표본 분석결과에 나타듯이 고용형태와 노조가입과는 일정한 관계가 있음이 발견되는데, 이를 고려하지 않고 <표 2-5>나 <표 2-6>처럼 정규직과 비정규직 표본을 나누어 가입 결정요인을 살펴보는 것은 추정결과에 편의를 가져올 수 있다. 즉 개별 노동자의 노동조합 가입과 고용형태 간에는 일종의 선택편의가 존재할 수 있는데 이를 고려하지 않은 방법론은 문제가 있다는 것이다.

따라서 아래에서는 개별 노동자의 노동조합 가입과 고용형태의 선택 간에 있을 수도 있는 선택편의를 고려한 프라빗 모형을 활용함으로써 이러한 문제를 해결하고자 한다. 이 방법은 고용형태를 결정하는 선택식과 노동조합 가입을 결정하는 선택식, 이렇게 두 개의 방정식을 두 번에 걸쳐 추정함으로써 두 방정식의 오차항 간에 상관관계 여부를 통해 선택편의 문제를 검증하는 것이다.

$$y_1^* = Z_i\gamma + u_1 \dots\dots\dots (2-1)$$

$$y_2^* = X_i\beta + u_2 \dots\dots\dots (2-2)$$

$$\text{corr}(u_1, u_2) = \rho$$

수식으로 설명하면, 우선 첫 번째 방정식은 식 (2-1)로 개별 노동자가 정규직과 비정규직 중 어떤 고용형태를 선택하는지의 여부에 관한 내용이고, 식 (2-2)는 해당 노동자의 노동조합 가입 여부를 나타내는 것이다. 이때 식 (2-2)에서 y_1^* 가 0보다 큰 경우의 관측치만 분석 대상으로 하며, 로그우도함수는 다음과 같다.

4) 이러한 차이는 물론 비정규직의 노동조합원이 상대적으로 매우 소수이기 때문에 발생하는 모형상의 불안정성이 추정에 반영된 결과일 가능성도 있다.

$$L = \sum_{i \in S}^{y_i=1} \ln[\Phi_1(X_i\beta, Z_i\gamma, \rho)] + \sum_{i \in S}^{y_i=0} \ln[\Phi_1(-X_i\beta, Z_i\gamma, \rho) + \sum_{i \notin S} \ln[1 - \Phi_2(Z_i\gamma)]]$$

여기서 S 는 y_2^* 에서 관측된 표본, Φ_1 는 누적 이항정규분포이고, Φ_2 는 표준 누적정규분포이다.

<표 2-7>과 <표 2-8>은 선택편의를 고려한 프라빗 모형을 활용하여 정규직과 비정규직에서 노동조합 가입성향을 분석한 결과이다. <표 2-7>은 ‘고용’조사 자료를 활용한 분석결과다.

우선 고용형태 선택식과 노조가입 선택식 간의 오차항 상관관계를 보여주는 ρ 값을 살펴보면 0이 아닌 것으로 나타난다. 이는 고용형태 선택과 노조가입 선택 간에 선택편의가 존재함을 의미하는 것으로서 정규직 표본과 비정규직 표본 두 경우 모두 통계적으로 유의했다. 이러한 결과는 정규직과 비정규직 두 경우 모두에 있어 표본별로 프라빗 모형을 활용하는 것보다는 선택편의를 포함한 프라빗 모형을 활용하는 것이 더 적합하다는 것을 뜻한다. 다만 <표 2-8>의 비정규직 표본의 경우 ρ 값의 통계적 유의성이 없어 이 경우 선택편의 프라빗 모형은 적합하지 않았다.

<표 2-7>의 분석결과를 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다. 우선 정규직의 경우, 인적 속성 변수에서 남성은 여성보다 가입성향이 높았으나 그 비율은 0.7%로 작은 편이었다. 대체로 학력이 높을수록 가입확률도 유의하게 낮아지고 있지만 그 크기는 3.4%에서 5.0%로 상대적으로 큰 편은 아니다. 연령의 경우 노조가입 확률을 약간 낮추는 것으로 나타났지만 그 크기는 미약했다(0.3%).

일자리 속성 변수들을 보면, 우선 근속은 35.9년이 될 때까지는 해마다 1.2%씩 노조 가입확률을 높이지만 그 이후에는 가입확률이 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다. 사실상 현실에선 선형에 가깝게 증가한다고 보아도 무방할 것이다.

산업의 경우 제조업에 비해 특히 전기가스수도업(46.3%), 농림어업업(32.1%) 등의 가입확률이 크게 높았다. 전문가·기술공 및 준전문가에 비해 고위관리자(-5.2%), 사무직(-2.0%)의 가입확률이 유의하게 낮았고, 장치·기계조작 및 조립종사자(15.7%), 기능원 및 관련기능 종사자(6.2%)

〈표 2-7〉 고용형태별 노동조합 가입 결정요인III(선택편의를 고려한 프라빗 모형_고용형태별 근로실태조사)

변수명	정규직	비정규직
	한계효과	한계효과
남성(더미)	0.007 ^{***}	0.003 [*]
고졸(더미)	-0.034 ^{***}	-0.003 [*]
초대졸(더미)	-0.039 ^{***}	-0.002
대졸(더미)	-0.040 ^{***}	0.003
대학원졸 이상(더미)	-0.050 ^{***}	-0.002
연령	-0.003 ^{***}	0.000
연령제곱	0.000	0.000
근속	0.012 ^{***}	0.001
근속제곱	-0.000 ^{***}	-0.000
농림어광업(더미)	0.321 ^{***}	0.084 ^{***}
전기가스수도업(더미)	0.463 ^{***}	0.143 ^{***}
건설업(더미)	0.054 ^{***}	0.013
유통서비스업(더미)	0.159 ^{***}	0.050 ^{***}
개인서비스업(더미)	0.093 ^{***}	0.033 [*]
사회서비스업(더미)	0.100 ^{***}	0.028 ^{***}
사업서비스업(더미)	0.161 ^{***}	0.039 ^{***}
고위관리자(더미)	-0.052 ^{***}	-0.002
사무직(더미)	-0.020 ^{***}	-0.001
서비스직(더미)	0.003	0.000
판매직(더미)	0.020 ^{**}	-0.003
농림어업숙련직(더미)	0.020	-0.006 ^{**}
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	0.062 ^{***}	0.004
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	0.157 ^{***}	0.012 ^{***}
단순노무직(더미)	0.052 ^{***}	0.000
5~29인(더미)	0.078 ^{***}	0.000
30~299인(더미)	0.219 ^{***}	0.010 ^{**}
300인 이상(더미)	0.411 ^{***}	0.047 ^{***}
rho	-0.390 ^{***}	0.282 ^{**}
로그우도합수	-1,983,029	-1,374,084
전체 표본	203,117	203,117
잔여 표본	52,540	150,577
절단된 표본	150,577	52,540

주: *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

등의 가입확률이 더 크게 나타났다. 사업체 규모가 커질수록 가입확률도 유의하게 높아 5인 미만 사업체에 비해 300인 이상 사업체의 노조 가입확률은 41.1%나 되었다.

다음으로 비정규직의 경우를 살펴보면 다음과 같다. 인적 속성 변수 중 남성이 여성보다 미약하게나마 가입성향이 높았다. 학력변수는 통계적 유의성이 없거나 한계효과의 크기가 극히 미미한 수준이었다.

일자리 속성 변수 중에 근속의 경우 역시 통계적 유의성이 없었다. 산업의 경우 기준변수인 제조업에 비해 전기가스수도업(14.3%), 농림어업(8.4%) 등의 가입성향이 높게 나타났다. 직종의 경우는 대부분들의 변수들이 통계적 유의성이 상실되었다. 다만 사업체 규모의 경우, 규모가 클수록 가입성향이 높은 것으로 나타났고 한계효과의 크기도 커졌는데, 정규직의 결과에 비해서는 매우 미미한 수준이었다. 예컨대 5인 미만 기업에 비해 300인 이상 기업의 노조 가입성향은 약 4.7% 정도 컸다(정규직의 경우 41.1% 큼).

이러한 분석결과의 추세가 ‘경황’조사 자료에서도 확인되는지 <표 2-8>을 통해 살펴보면 다음과 같다. 우선 앞에서도 언급했듯이 비정규직 표본의 경우 ρ 값이 통계적으로 유의하지 않아 비정규직 고용형태의 선택과 노조가입 선택 간에 통계적으로 유의한 선택편의는 발견되지 않았다.

한편 정규직의 노조가입 결정요인을 선택편의를 고려한 프라빗 모형으로 추정된 결과를 살펴보면, 우선 인적 속성 변수 중 남성은 여성에 비해 노조 가입성향이 1.6% 정도 높은 것으로 나타났다. 학력의 경우 고졸 미만 학력에 비해 학력이 높을수록 다소나마 가입성향이 높은 것으로 나타났지만 고졸의 경우는 통계적으로 유의하지 않았다. 연령은 아주 미약하게 노조가입 확률은 낮추는 것으로 나타났다.

일자리 속성 관련한 변수들을 보면, 근속의 경우 매년 1.4년씩 가입성향을 높이는 것으로 나타났다. 한계효과의 부호상으로는 역U자형 관계를 보이지만 실상 28.4년까지는 근속 증가에 따라 가입성향도 증가하는 것으로 나타나 사실상 현실에서는 선형에 가까운 관계라 볼 수 있다.

산업의 경우 제조업을 기준변수로 했을 때 —‘고용’조사 분석 결과와 유사하게 — 전기가스수도업의 가입성향은 40.9%나 높았고, 농림어업

〈표 2-8〉 고용형태별 노동조합 가입 결정요인Ⅳ(선택편의를 고려한 프라빗 모형_경제활동인구 부가조사)

변수명	정규직	비정규직
	한계효과	한계효과
남성(더미)	0.016 ^{***}	0.001
고졸(더미)	0.011	0.001
초대졸(더미)	0.022 [*]	0.005
대졸(더미)	0.024 [*]	0.000
대학원졸 이상(더미)	-0.038 ^{***}	-0.007
연령	-0.004 ^{**}	0.000
연령제곱	0.000	0.000
근속	0.014 ^{***}	0.002
근속제곱	-0.000 ^{***}	-0.000
농림어광업(더미)	0.166 ^{***}	0.026
전기가스수도업(더미)	0.409 ^{***}	0.250 [*]
건설업(더미)	0.020	0.007
유통서비스업(더미)	0.116 ^{***}	0.035 [*]
개인서비스업(더미)	0.035 ^{**}	-0.001
사회서비스업(더미)	0.148 ^{***}	0.013 [*]
사업서비스업(더미)	0.147 ^{***}	0.034 ^{***}
고위관리자(더미)	-0.068 ^{***}	-0.006
사무직(더미)	-0.036 ^{***}	-0.001
서비스직(더미)	-0.018	0.008
판매직(더미)	-0.024 [*]	-0.015
농림어업숙련직(더미)	-0.053 [*]	-0.002
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	0.074 ^{***}	0.011
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	0.157 ^{***}	0.031 [*]
단순노무직(더미)	0.028	0.001
5~29인(더미)	0.108 ^{***}	0.019
30~299인(더미)	0.267 ^{***}	0.060
300인 이상(더미)	0.482 ^{***}	0.136
rho	-0.368 ^{***}	0.256
로그우도합수	-11,600,000	-8,783,970
전체 표본	23,951	23,951
잔여 표본	8,473	15,478
절단된 표본	15,478	8,473

주: *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

의 가입성향도 16.6% 높았다. 그 밖에 사회서비스업(14.8%), 사업서비스업(14.7%), 유통서비스업(11.6%) 같은 서비스업의 가입성향도 좀 더 높았다. 직종별로 살펴보면, 기준변수인 전문가·기술공 및 준전문가에 비해 장치·기계조작 및 조립종사자, 기능원 및 관련기능 종사자의 가입성향이 각각 15.7%, 7.4% 더 높은 것으로 나타나 ‘고용’조사의 분석결과와 매우 유사했다. 사업체 규모의 경우도 5인 미만 기업을 기준으로 했을 때, 사업체 규모가 클수록 가입성향도 높은 것으로 나타나 역시 ‘고용’조사의 분석 내용과 같았다. 예컨대 5인 미만 기업 대비 300인 이상 기업의 노조 가입확률은 48.2%로 나타났다.

이상의 분석결과를 요약하면, ‘경황’조사 자료의 비정규직 표본의 경우만 제외하면 나머지 3개의 표본에서는 고용형태의 선택과 노동조합 가입의 선택 간에 선택편의가 존재함을 발견했고, 이를 고려한 선택편의 프라빗 모형을 통해 노조가입 결정요인을 추정해 보았다.

주된 발견 내용을 보고하면, 우선 정규직과 비정규직 모두에 있어 인적속성 변수, 즉 노동공급 측 요인과 일자리 속성 변수, 즉 노동수요 측 요인이 노조 가입성향에 모두 영향을 미치고 있음이 확인되나 한계효과크기로 판단하건데 노동수요 측 요인의 영향력이 훨씬 큰 것으로 나타났고, 특히 사업체 규모는 노조 가입성향과 매우 압도적인 정(+)의 관계를 보였고, 산업이나 직종의 효과도 적지 않았다.

근속의 경우 노조 가입성향과 역U자형 비선형관계를 보이고 있으나, 계산해 본 결과 20.4~35.9년이 지나야 감소하는 것으로 나타나 사실상 현실에서는 선형에 가까운 관계로 보인다. 근속 1년이 증가할 때마다 자료에 따라 1.2~1.4% 정도 가입확률이 증가하고 있어 적지 않은 영향을 미치고 있음을 알 수 있다.

이상의 주요 발견은 ‘고용’조사 자료를 사용하여 분석하거나, ‘경황’조사 자료를 사용하여 분석한 두 경우 모두에 확인되고 있어 특정 조사의 표본특성에 따른 결과는 아닌 것으로 보인다.

다. 고용형태별 노동조합 가입격차 분해

지금까지 고용형태에 따른 노동조합 가입 결정요인을 살펴본 결과 고용형태별로 노동조합 가입에는 선택편의가 존재하고 이를 교정했을 때 전반적으로 규모, 산업, 직종과 같은 노동수요 측 요인의 영향력이 연령·성별·학력 등 노동공급 측 요인보다 훨씬 크다는 사실을 발견하였다.

이번에는 고용형태별 노조가입 격차에 대한 분해를 시도해 보겠다. 이는 임금격차 분해 방법론으로 널리 알려진 Oaxaca(1973)의 방법론을 비선형으로까지 확장한 모형이다. Oaxaca 방법론은 통상 종속변수가 임금과 같이 연속변수인 경우 이를 생산성 차이, 즉 설명가능한 부분과 비생산성 차이, 즉 설명되지 않는 부분으로 분해하고 비생산성 차이를 노동시장에서 제도적 차별의 최대치로 설명하는 방법론이다. Gang, Sen & Yun(2008)에 의하면 종속변수가 연속변수가 아닌 이항변수를 활용하는 로짓이나 프라빗 모형에서도 오하카 식의 요인분해가 가능하다. 이 방법론을 적용하면 고용형태별 노조가입의 격차 중 어떤 요인의 영향이 더 큰지를 추정해 볼 수 있을 것이다.⁵⁾

<표 2-9>는 정규직과 비정규직의 노조가입 격차를 분해한 결과다. 표에서 특성효과라는 것은 오하카 요인분해에서 흔히 생산성 격차 혹은 설명되어지는 부분이라고 불리던 것으로 노조가입에 영향을 미치는 성별이나 연령, 학력과 같은 개인 속성이나 산업, 직종, 규모 등 일자리 속성의 영향력 차이를 의미한다. 반면에 계수효과라는 것은 오하카 분석에서 비생산성 격차 혹은 설명되지 않는 부분 또는 차별(의 최대치)이라고 불리던 것으로 양 부분, 즉 정규직과 비정규직 간의 노조(가입)에 대한 행태(behavior) 혹은 대우(treatment)의 차이로 발생하는 영향력의 크기를 뜻한다.

분석 결과를 보면, 활용한 자료에 따라 약간의 차이를 보이고 있는데, 비정규직을 기준으로 했을 때 정규직과의 노동조합 가입격차의 약 27.7%(‘고용’조사의 경우)에서 49.5%(‘경황’조사의 경우)는 특성효과, 즉

5) 구체적인 분석은 stata 12.0을 활용했다. stata를 이용한 동 방법론의 분석방법에 대한 구체적 내용은 Powers, Yoshioka & Yun(2011)을 참조하라.

〈표 2-9〉 고용형태별 노동조합 가입격차 분해

	고용형태별 근로실태조사		경제활동인구 부가조사	
	계수	비중(%)	계수	비중(%)
비정규직	0.016***		0.031***	
정규직	0.139***		0.148***	
총격차	-0.123***	100.0	-0.117***	100.0
특성효과	-0.034***	27.7	-0.058***	49.5
노동공급 측 요인	-0.007***	5.8	-0.008**	6.6
노동수요 측 요인	-0.027***	22.0	-0.050***	43.0
계수효과	-0.089***	72.3	-0.059***	50.5
노동공급 측 요인	0.160***	-129.9	0.143**	-122.0
노동수요 측 요인	-0.041***	33.7	-0.015	13.1
상수항	-0.208***	168.6	-0.186***	159.4

주: 1) 노동공급 요인은 성별, 연령, 학력과 같은 인적속성 변수로 구성되었고, 노동수요 요인은 일자리에서의 근속, 직종, 산업, 규모 등 사업체 속성 변수가 포함됨.

2) *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

양 집단의 인적 속성 및 일자리 속성의 차이에 의해 설명가능한 부분으로 나타났다. 반면에 과반수 이상의 비중, 즉 50.5%(‘경황’조사의 경우)에서 72.3%(‘고용’조사의 경우)는 인적 속성 및 일자리 속성의 차이로는 설명할 수 없는 양 집단의 행태나 대우의 차이에 발생하는 가입격차로 설명할 수 있다.

특성효과를 노동공급 측 요인과 노동수요 측 요인으로 나누어 살펴보면 다음과 같다. 우선 노동공급 측 요인은 성별·연령·학력과 같은 인적 속성 변수로 구성하였고, 노동수요 측 요인은 일자의 근속연수나 직종·산업·사업체 규모와 같은 일자리 속성 변수를 포함하고 있다. 분석 결과 양 조사 모두에 있어 노동수요 측 요인이 특성효과의 대부분을 차지하는 것으로 나타났다. 즉 ‘고용’조사의 경우 노동수요 측 요인의 전체 격차에서의 비중은 22.0%로 특성효과 중 80.7%를 차지했고, ‘경황’조사의 경우에도 전체 격차에서의 비중은 43.0%, 특성효과 중에서는 86.9%의 비중을 보였다. 이는 비정규직과 정규직의 노동조합 가입격차 중 양 집단의 특성 차이로 설명가능한 부분 중 대다수는 결국 양 집단의 종사하고 있는

일자리의 규모·산업·직종·근속과 같은 노동수요 측 요인에 기인한다는 것을 의미한다.

한편 계수효과, 즉 양 집단의 노조 가입격차 중 설명되지 않는 부분이 차지하는 비중이 50%를 넘어선다는 것은 특성 차이가 아닌 양 집단이 처하고 있는 대우나 행태의 차이에 의한 가입격차가 더 크다는 것을 뜻한다. 특히 상수항의 크기가 매우 크게 나타나는데, 이는 다른 요소들을 모두 고려하지 않은 상태의 시작점(baseline)에서 정규직의 가입행태가 훨씬 더 크다는 것이다. 설명되지 않는 부분에서의 격차, 즉 계수효과는 결국 정규직과 비정규직 양 집단이 직면하고 있는 노동조합 가입에 있어서의 대우(treatment)의 차이와 행태 차이(behavioral difference)가 결합된 결과로 해석할 수 있다. 이는 바꾸어 말하면, 만약 비정규직의 노조가입에 있어서의 대우와 행태가 바뀔 수 있다면 노동조합 가입격차가 크게 줄어들 수도 있음을 뜻한다. 이상의 결과는 앞의 프라빗 모형 분석에서 노동조합 가입에는 노동공급 측 변수들보다 노동수요 측 변수들의 영향력이 더 크게 나타났다는 사실과도 그 궤를 같이한다.

제5절 소결 및 함의

본 장은 고용노동부의 ‘고용’조사와 통계청의 ‘경황’조사 2012년도 최신 자료를 활용하여 고용형태별 노동조합 가입 결정요인의 차이를 살펴보고 이러한 격차를 설명하기 위한 방안으로 가입격차에 대한 요인분해를 시도하였다.

우선 전체 표본에 대한 프라빗 분석을 시행한 결과 두 자료 모두에서 고용형태(비정규직 더미)는 노동조합 가입확률을 떨어뜨리고 있음을 발견했다. 한편 정규직과 비정규직 표본을 나누어서 각각의 노조가입 결정요인을 살펴본 결과 두 자료 모두에서 노동조합의 가입에는 성별·연령·학력과 같은 노동공급 측 요인보다는 규모·산업·직종·근속 등과 같은 일자리의 특성과 관련된 노동수요 측 요인이 훨씬 더 큰 영향을 미

치는 것으로 나타났다. 특히 한계효과의 크기로 판단하건데 이러한 효과의 크기는 비정규직보다는 정규직인 경우가 더 큰 것으로 보인다.

한편 고용형태의 선택과 노조가입 선택 간에는 체계적인 관련이 있을 것으로 판단되어 선택편의를 고려한 프라빗 모형으로 정규직과 비정규직의 노조가입 결정요인을 살펴본 결과 ‘경활’조사의 비정규직 표본을 제외한 세 가지 표본 모두에서 선택편의가 존재함을 발견하였다. 선택편의 프라빗 모형의 추정결과 역시 노동조합의 가입에는 일자리 속성과 관련된 노동수요 측 요인이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 규모가 클수록 가입확률이 매우 높아졌으며, 산업이나 직종의 효과도 적지 않았다. 근속의 경우 가입성향과 역U자형 비선형관계를 나타내고 있으나 한계효과를 미분해서 계산한 결과 표본에 따라 약 20.4~35.9년이 지나야 감소하는 것으로 나타나 사실상 선형에 가깝게 증가하는 것으로 나타났다. 이상의 모든 결과는 ‘고용’조사와 ‘경활’조사 모두에서 발견되어 추정결과의 강건성을 간접적으로 확인할 수 있었다.

마지막으로 오히카 분해방법을 비선형 모형에까지 확장한 비선형 오히카 분해방법으로 정규직과 비정규직의 노조 가입격차의 차이를 분해한 결과 비정규직에 비해 훨씬 높은 정규직의 노조 가입성향 중 약 27.7~49.5%만 양 집단 간의 속성 차이에 의해 설명할 수 있었다. 즉 고용형태별 노조 가입격차의 절반 이상은 정규직과 비정규직 양 집단의 인적 속성이나 일자리 속성이 아니라 양 집단의 행태 혹은 대우의 차이에 의해 발생한다는 것이다. 양 부분의 속성 차이에 의해 설명가능한 특성효과를 다시 노동공급 측 요인과 노동수요 측 요인으로 나누어 그 비중을 살펴본 결과, 그 크기가 전체 특성효과 중 80.7~86.9%에 달하고 있어 역시 노동수요 측 요인으로 대부분을 설명할 수 있었다. 이러한 결과는 앞의 프라빗 모형의 결과와도 유사한 것이다.

이상의 분석결과는 기존의 선행연구 결과들과 유사한데, 결국 정규직과 비정규직의 노동조합 가입성향의 차이는 기업별 노동조합 제도가 굳건하게 자리하고 있고, 여전히 대부분의 노동조합 조직화 방식이 사업체를 기반으로 이루어지고 있는 한국 노동시장 및 노사관계의 제도적 구조가 반영된 것이라 할 수 있다.

실증분석 결과는 이러한 조건에서 개인의 노동조합 가입 결정이라는 것은 결국 규모나 산업·직종·근속과 같은 일자리 속성과 관련된 노동수요 측 요인의 구조적 변화가 있어야 한다는 것을 함의하는데, 개별 노동자가 노조조직화가 잘 되어 있는 산업이나 직종으로 취업하는 것만으로 이러한 격차를 해소한다는 것은 당연히 그 해결책이 될 수 없을 것이다. 이는 결국 노조조직화의 확률이 낮은 영세한 규모·산업·직종에 대해서도 충분한 노동조합의 공급이 이루어져야 한다는 정책적 함의를 제기한다.

제3장 고용형태별 노동조합 임금효과

제1절 문제제기 및 구성

1997년 IMF 경제위기 이후, 비정규 노동과 관련한 문제들에 대해 여러 가지 차원에서 적지 않은 수의 학문적 접근과 분석이 있었지만 정규직 노동자와 비정규직 노동자 간의 노동조합 임금효과의 차이에 관한 연구는 거의 찾아볼 수 없다.

한국의 노동조합이 아직 기업별 노동조합 체제하에 있고, 기업별 노조는 내부노동시장의 공고화에 기여하는 중요한 제도변수라는 점을 고려하면, 고용형태별 노동시장 격차에 관한 연구가 고용형태별 노동조합 임금효과의 차이에 관한 연구로까지 진행되지 않은 것은 다소 의외라 하겠다.

한국의 노동조합 조직률은 추세적으로 하락하여 10%대에서 최근 몇 년 간 정체되어 왔고, 이미 기업별 노동조합 체계가 공고화된 상황에서 산업별 노동조합으로의 조직 전환은 나름 큰 성과를 거두었으나 산업별 교섭은 큰 진전이 없고, 기업 지부를 통하지 않은 산업 단위로의 대규모 조직화 경험도 찾아보기 힘든 실정이다. 따라서 새로운 조직 대상으로서 비정규직 노동자의 조직화에 대한 관심이 증대되어 왔다. 이와 관련하여 비정규직 노동자가 노동조합에 가입할 때 얻을 수 있는 경제적 이익으로서 노동조합 임금효과의 의미는 중요하다. 그러나 정규직 노동자와 비정규직

노동자를 나누어 노동조합 임금효과를 실증적으로 분석한 연구는 지금까지 거의 없었다. 따라서 이와 관련한 실증연구는 중요한 의미를 갖는다.

본 장에서는 정규직 노동자와 비정규직 노동자의 노동조합 임금효과의 크기를 비교해 보고자 한다. 만약 비정규직 노동자의 노동조합 임금효과가 정규직 노동자에 못지않게 존재한다면, 이는 비정규직 노동자에 대한 노동조합 가입의 경제적 인센티브가 존재하고 있음을 증명하는 것이다. 따라서 정규직 노동자와 비정규직 노동자의 노동조합 임금효과를 비교하는 것은 단지 실증적 관심사일 뿐 아니라 향후 노동조합의 주요 조직화 대상 선정과 관련한 정책적 함의를 제공할 수 있는 이슈라 할 수 있다.

이를 위해 여러 가지 방법론을 활용하여 정규직 노동자와 비정규직 노동자의 노동조합 임금효과의 크기를 추정해 보겠다. 우선 전체 표본을 대상으로 최소자승법(Ordinary Least Square: 이하 OLS) 추정을 통해 노동조합 임금 프리미엄이 어느 정도 존재하는지 살펴보겠다. 이후 고용형태별로 표본을 분할하여 각각의 고용형태 내에서 노동조합에 가입하고 있는 조합원이 누리는 임금효과의 크기를 비교해 보겠다. 만약 노동조합 가입에 있어 고용형태별로 체계적인 특성 차이, 즉 선택편의가 없다면 이러한 임금효과의 차이는 각 고용형태별 노조가입의 인센티브 차이로 받아들일 수 있을 것이다.

그러나 노동조합의 고용형태별 구성이 정규직 중심으로 이루어져 왔고, 노동조합 일자리가 상대적으로 사업체 규모가 크거나 공공부문과 같은 양질의 일자리라는 점을 고려해 보면 현실적으로 선택편의가 존재하지 않는다는 가정은 큰 설득력이 없다고 할 수 있다.

노동조합 가입의 자기선택과 관련해서는 이론 및 실증의 영역에서 두 가지 상반되는 주장이 출동해 왔다. 우선 평균보다 생산성이 낮거나 동기부여가 안 되는 노동자들이 주로 노동조합에 가입한다는 주장이 있다. 일종의 부(負)의 선택(negative selection)이 발생한다는 것인데, 이 경우 OLS의 노동조합 임금효과 추정치는 실제보다 과소추정된다. 반면에 노동조합에 가입하는 사람은 보다 동기부여가 잘 되고, 생산적인 노동자라는 주장도 있다. 이렇듯 만약 정(正)의 선택(positive selection)이 발생하게 되면, 선형 모형의 노동조합 임금효과 추정치는 실제보다 과대추정될

것이다.

이러한 문제를 해결하기 위해 사업체를 식별할 수 있는 ID가 활용가능한 ‘고용’조사의 경우 군집분석(clustering analysis)을 실시하여 사업체별 표준오차의 조정을 시도하였다. 이후 보다 근본적으로 선택편의 문제를 해결하기 위해 성향점수매칭(Propensity Score Matching : 이하 PSM)을 통한 추정을 시행했다. OLS 분석을 통한 추정치와 PSM을 통한 결과를 비교해 보면, 선택편의의 방향성과 크기를 가늠해 볼 수 있을 것이다.

제3장은 다음과 같이 구성된다. 다음의 제2절에서 노동조합의 임금효과에 관한 이론과 국내외 선행연구의 결과를 요약한다. 제3절에서는 고용형태별 근로실태조사와 경제활동인구 부가조사 2012년도 자료를 활용하여 OLS 추정과 PSM 기법을 통해 고용형태별 노동조합 임금효과를 실증 분석한다. 마지막 제4절에서는 주요 발견을 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

제2절 노동조합 임금효과에 관한 이론 및 선행연구

1. 노동조합 임금효과와 관련된 이론적 배경

노동조합은 노동시장에 매우 다양한 방식으로 영향을 준다. 직접적으로 임금과 고용이라는 노동시장 변수에 영향을 미칠 뿐 아니라 다양한 방식과 경로로 생산물시장의 수요와 공급에도 영향을 미치게 된다. 이 가운데 본 논문에서 주목하고자 하는 것은 노동조합이 조합원의 임금에 미치는 영향에 관한 것이다. 노동조합이 조합원과 비조합원의 임금에 미치는 효과는 파급효과, 위협효과, 대기실업효과, 수요효과 등이 있다.⁶⁾

먼저 파급효과(spillover effect)란 노동조합이 노조 조직부문의 임금을 인상시켜서 해당 부분의 고용을 감소시키고, 이로 인해 발생한 노조부문

6) 이하의 내용은 Lewis(1963)의 연구에 근거했다.

의 실업이 무노조부문으로 이동하여 결과적으로 무노조부문의 임금이 하락되는 효과를 의미한다.

위협효과(threat effect)는 노동자들의 잠재적인 조직결성 위협에 의해 무노조부문의 임금이 인상되는 효과다. 이는 무노조부문의 사용자들이 노조결성으로 인한 노동비용 상승, 경영재량권 제한 등의 가능성을 배제하기 위해 무노조부문의 임금을 인상하는 경우에 발생된다.

만약 과급효과가 크면 노조 임금효과는 실제보다 과대추정되며, 위협효과가 크면 노조 임금효과는 실제보다 과소추정된다. 대체로 신고전파는 과급효과를 강조한다. 즉 유노조부문의 임금상승은 결국 무노조부문의 임금하락을 가져온다는 것이다. 반면에 제도학파는 위협효과를 주장한다. 무노조부문은 노조조직화의 위협을 회피하기 위해 임금을 올려주게 된다는 것이다. 상당수의 실증논문들은 과급효과와 위협효과 모두 일관된 결과가 보고되기보다는 혼란된 결과가 나타나고 있음을 보여준다.⁷⁾

과급효과와 위협효과 이외에도 대기실업(고용)효과(wait employment effect)가 있다. 이는 노조부문에서 탈락된 사람이 임금이 상대적으로 낮은 무노조부문에 취업하는 것이 아니라 노조부문의 취업 줄에 대기하게 된다는 것이다(Abowd & Farber, 1982).

한편 노조의 수요효과(demand effect)란 요소가격의 변동에 의한 재화의 가격 변동에 따른 임금효과를 말한다. 즉 노조부문에서 노동조합의 활동으로 조직부문의 노동수요가 증가하면 조직부문의 임금이 인상되며 이에 따라 생산 재화의 가격이 상승하게 되는데, 이런 상황에서 상대적으로 재화의 가격이 유리해지는 무노조부문의 재화에 대한 수요가 증가하게 되고, 이에 따라 무노조부문의 노동수요가 증가하고 임금이 상승하게 되는 효과다.

그러나 실제 노조 임금효과를 추정할 때, 이러한 노동조합이 임금에 미치는 여러 가지 영향들을 모두 고려하는 것은 불가능하다. 노동조합이 임금수준에 미치는 영향을 정확히 파악하기 위해서는 노조가 존재하지 않을 때 개별 노동자의 경쟁시장 균형임금을 파악하여 그 효과의 크기를 추정해야 하지만 경쟁시장 균형임금은 이미 노조가 존재하는 현실에서는

7) Neumark & Wachter(1995) 및 Farber(2005) 참조.

관찰 불가능한 변수이다. 따라서 경쟁시장 균형임금과 조합원의 임금을 비교하는 절대임금효과(absolute wage effect)의 측정은 사실상 불가능하며, 노조부문이 비노조부문에 비해 얼마나 더 임금을 많이 받는가 하는 노조부문의 상대적 임금효과(union relative wage effect)만 추정할 수 있다.⁸⁾

노동조합의 상대임금효과는 만약 W_u 가 조합원 임금, W_n 이 비조합원 임금이면, $\{(W_u - W_n) / W_n\} \times 100$ 으로 표현할 수 있다. 이렇게 추정된 노동조합의 상대임금효과는 이미 노조원이 된 노조부문의 상대임금효과를 추정하는 것이므로 노동조합에 가입하는 사람들의 특성이 미칠 수 있는 영향, 예컨대 선택편의 등을 고려하는 것은 사실상 불가능하게 된다.

2. 노동조합 임금효과와 관련된 선행 실증연구와 그 쟁점

노동조합이 임금에 미친 영향은 노동경제학에서 가장 빈번하게 연구되어 온 주제 중의 하나다. 그러나 아직 서구에서 고용형태별 노동조합 임금효과와의 차이에 주목한 연구는 발견하지 못했다. 이는 무엇보다도 서구의 비정규직 노동자와 우리나라의 비정규직 노동자의 특성이 다르기 때문에 나타난 현상으로 판단된다. 서구에서 비정규직 노동자는 우리나라와는 달리 자발적 성격이 강하고, 또한 정규직 노동자와 비교하여 시간당 임금격차도 크지 않다고 알려져 있다. 또한 기업 단위로 노동조합이 조직되어 있는 우리나라와 달리 서구의 노동조합은 기업의 경계를 넘어서는 업종이나 지역을 근거로 조직되어 있는 것이 일반적이고 이에 따라 산업 내 임금과 근로조건이 평준화되는 경향이 있다. 또한 고용형태에 따른 노동조합 가입의 배제 현상 역시 우리나라와는 달리 발견되지 않는 것으로 보인다. 이러한 이유들로 인해 저자가 아는 범위에서, 서구에서 고용형태에 따른 노동조합 임금효과와의 차이를 다룬 연구는 발견하지 못했다. 따라

8) 노동조합 상대임금효과와의 크기에 관한 연구는 이 분야의 선도적 실증연구자 중 한명인 Lewis(1963, 1983, 1986, 1990)에 의해 많은 진전이 있었다. 그는 노조 임금효과에 관한 여러 논문들을 검토하여, 미시자료와 거시자료 추정에서의 차이점(1983), 노조 임금효과와의 크기와 추정방법 검토(1986), 공공부문 각 분야별 노조 임금격차의 특징(1990) 등을 제시하였다.

서 아래의 연구들은 고용형태와 무관하게 임금근로자가 누리는 노조 임금효과에 관한 기존 연구들을 요약한 것이다.

그런데 서구에서 노동조합의 임금프리미엄을 추정한 선행 실증연구들을 살펴보면, 그것은 사실상 방법론적으로는 노동조합 임금효과 추정의 계량경제학적 이슈를 해결해 나가는 과정과 거의 일치한다(표 3-1 참조).

가장 먼저 활용된 방법은 선형모형을 이용한 OLS 추정결과였고, OLS 결과가 쌓인 후 메타분석 방법이 수행되었다(Lewis, 1986; Jarrell & Stanley, 1990). 이후 제한된 변수라는 조건에서 노동조합 임금프리미엄 추정치의 강건성을 확보하기 위해 종속변수인 임금에 영향을 미칠 수 있는 여러 통제변수를 보다 정교하게 조합하려는 노력이 시행되었다(Card, 1996; Hirsch & Schumacher, 1998). OLS로 노동조합 임금프리미엄을 추정하는 것에 대한 비판이 제기되면서 방법론 차원에서 횡단면 분석이 갖는 한계를 극복하려는 시도들이 있었다.

OLS 방법론이 갖는 가장 큰 한계는 상대임금효과 추정이 갖는 한계와 사실상 동일한데, 즉 이미 노동조합에 가입해 있는 노동자들의 생산적 특성이 노조가입과 체계적인 관련이 있는 경우, 추정에 편의를 일으킬 수 있다는 것이다. 만약 생산성이 낮거나 동기부여가 안 되는 노동자들이 주로 노동조합에 가입한다면 노조가입에는 부(負)의 선택(negative selection)이 발생하고, 반대로 생산성이 높거나 동기부여가 잘 되는 노동자들이 주로 가입하는 경우 정(正)의 선택(positive selection)이 발생하는데, 이 경우 선형모형의 OLS를 활용한 노조 임금효과 추정치는 노조 임금효과를 실제보다 각각 과소추정 및 과대추정하게 된다.

일찍이 Duncan & Leigh(1980)는 2단계 추정으로 노조 임금효과와 표본선택편의를 교정했다. 그 밖에도 기존 연구에서는 선택편의를 교정하기 위해 Heckman 2단계 추정을 많이 사용했는데, 이는 우선 노동조합 가입성향의 차이를 추정한 후에 이를 임금방정식의 구조식에 포함시키는 방식으로 선택편의를 교정하는 방법이다(Budd & Na, 2000 등). 이때 Heckman 2단계 추정을 통해 얻은 결과들은 추정 결과의 강건성(robustness)이 결여되었다는 지적을 받았는데, 오차항과 설명변수들 어떠한 가정에 의해 처리하는가에 따라 몹시 민감하게 변화하는 추정치

들을 보였다.⁹⁾

〈표 3-1〉 노동조합 임금효과 추정의 방법론별 국외연구 결과

방법론	연구자	내 용
메타분석	Lewis(1986) Jarrell & Stanley(1990)	노조 임금효과 15% 내외 노조 임금효과 9~12%
통제변수 정교화	Card(1996) Hirsch & Schumacher(1998)	저숙련 노동자의 노조 임금효과가 더 큼. 저숙련 노동자의 노조 임금효과가 가장 큼.
2단계 추정	Duncan & Leigh(1980)	노조 임금효과 크기가 1/3 감소
고정효과 분석 (근로자특성만 통제)	Jakubson(1991) Cai & Waddoups(2011)	노조 임금효과는 5~8% 노조 임금효과는 남성이 5.2%, 여성이 2.0%
고정효과 분석 (근로자-사업체 모두 통제)	Booth & Bryan(2004)	노조 임금효과는 절반 이상 줄어들거나 통계적 유의성이 상실됨.
OLS Heckman 2단계	Budd & Na (2000)	노조가입의 임금효과: 12~14% 노조가입의 임금효과: 50%
PSM	Bryson(2002a)	매칭 전 노조 임금효과: 17~25% 매칭 후 노조 임금효과: 3~6% (유의×)
PSM	Bryson(2002b)	매칭 전 노조 임금효과: 5~12% 매칭 후 노조 임금효과: 유의하지 않음
PSM	Eren(2007)	OLS 결과: 21.1% PSM 결과: 27.1~28.6%

9) Heckman 2단계 추정방법론은 어떤 변수를 선택하는가에 따라 상수항의 추정값이 크게 달라지고, 그에 따라 노조 임금프리미엄의 추정 값도 크게 변동된다. 이런 점 때문에 일찍이 Lewis(1986)는 Heckman 방법론이 갖는 정규분포 가정에서 비롯된 추정결과의 신뢰성에 의문을 제기한 바 있고, Heckman(1990)도 이런 문제제기를 수용해 Heckman-Lee 추정모형이 상수항을 제대로 식별하지 못하는 점을 인정하고 대안으로 1단계 추정에서 비모수 혹은 준모수적 추정법의 활용을 제시한 바 있다.

Heckman 2단계 추정방법의 문제를 해결하기 위한 노력의 하나로 제기된 것이 일종의 비모수적 추정인 성향점수매칭 기법이다. 그러나 실증분석 결과들을 살펴보면 Bryson(2002a, 2002b)의 경우 매칭 후의 추정결과가 OLS 추정치보다 낮아지거나 통계적 유의성이 상실되었지만, Eren(2007)의 경우 매칭 후의 노조 임금효과가 OLS 추정치보다 크게 나타나는 등 선택편의의 방향성과 관련하여 일관된 결과를 보고하고 있지는 못하다.

다음으로 선택편의 이외의 내생성 문제가 있다. 누락된 설명변수 등으로 인해 관측되지 않는 특성이 통제되지 않은 경우, 이 미관측된 특성과 종속변수인 임금 사이에 내생적 관계가 있을 수 있는데, 이 경우 실제 노조 임금효과의 추정에 편의를 발생시킨다. 이러한 내생성 문제를 회피하기 위해 주로 패널데이터를 많이 활용하고 있다. 조합원에서 비조합원으로 혹은 비조합원에서 조합원으로 이동한 노동자들을 추적하여 조사하면 미관측 이질성을 통제할 상태에서 노조 임금효과를 추정해 볼 수 있기 때문이다. 패널데이터를 사용하여 내생성을 통제할 연구들은 횡단면 분석의 추정치보다 작은 추정치를 보고하는 경향이 많다(Jakubson, 1991; Cai & Waddoups, 2011 등). 최근에는 사업체-노동자 연계패널 조사가 제공되면서 노동자의 특성뿐 아니라 사업체의 특성까지 통제하는 패널고정효과 모형을 활용한 연구들도 발표되고 있다(Booth & Bryson, 2004).

이러한 서구에서의 비교적 장기간에 걸친 선행연구와는 달리 한국에서의 노동조합 임금효과에 관한 연구의 역사는 비교적 짧다. 그 이유는 무엇보다도 한국에서는 노동조합이 제대로 기능하기 시작한 지 얼마 되지 않았기 때문이다. 한국에서 노동조합은 대략 1987년 이후부터 그 기능을 제대로 수행하기 시작했다고 볼 수 있는데, 노동조합의 임금효과를 추정할 연구결과들도 대체로 1990년대 초부터 등장하고 있다(표 3-2 참조).

노동조합 임금프리미엄 관련 국내 선행연구들도 크게 보면, 대체로 서구의 선행연구 발전 과정과 유사하게 강건한 추정치를 얻고자 하는 방법론적 진화의 과정을 걸어왔다고 할 수 있을 것이다. 횡단면 분석을 통한 노조 임금효과의 크기는 사업체조사인 경우 3~9%, 가구조사인 경우 5~8% 정도를 나타냈는데, 패널자료를 통한 분석으로 내생성을 교정한 추정

〈표 3-2〉 노동조합 임금효과 관련 주요 국내연구 결과

연구자	자료	추정방법	추정결과
김장호 (1991)	최저임금심의 위원회 자료	Oaxaca 분해 OLS 노조터미	남성 2.5%, 여성 3.0%
김우영 · 최영섭 (1996)	한국가구패널조사	OLS 노조터미 MLE 추정	노조 부문 2.0%, 조합원 -1.3%(통계적 유의성 無) 노조 부문 6.3%, 조합원 7.8%(통계적 유의성 無)
조우현 · 유경준 (1997)	한국가구패널조사	OLS 노조터미 Heckman 2단계	생산직 남성 11.2% 조합원 2.1%
강창희 (2003)	한국노동패널 (2000)	OLS	노조 임금효과 : 5.4~8.7%
송일호 · 남승용 (2004)	임금구조기본통계 조사	Lung-Fei Lee 2단계 추정	노조 임금효과 : 57.9%
김황조 · 성백남 · 최강식 (2004)	임금구조기본통계 조사	OLS 노조터미	노조 임금효과 : 1987년~2001년 단순평균 9.3%(4.1%~15.2%)
류재우 (2005)	임금구조기본통계 조사 한국노동패 널	OLS 노조터미 Oaxaca 분해	노조 임금효과 : 1987~2002년, -0.9%~8.3% 근속의 임금효과 커짐
김용민 · 박기성 (2006)	사업체근로실태 조사 (2003)	OLS 노조터미	노조 임금효과 : 남성 46%, 여성 18.3%
신은중 · 문현주 (2006)	‘경활’조사 (2003~2005)	OLS 노조터미	유노조 사업장의 비정규직은 무노조 사업장의 비정규직보다 6% 임금효과
류재우 (2007)	인적자본기업패널 (2005)	OLS 노조터미 2SLS	유노조 기업의 임금효과 : 43~7.0% 유노조 기업의 임금효과 : 49~7.7%
조동훈 (2008a)	‘경활’조사 (2006)	OLS 노조터미	노조 임금효과 : 8%

〈표 3-2〉의 계속

연구자	자료	추정방법	추정결과
김미란 · 김미경 (2008)	인적자본기업 패널조사 (2007)	OLS 노조더미 OLS 조합원더미 2SLS 노조더미 2SLS 조합원더미 Duncan-Leigh	3.4~7.3% 3.1~6.1% 10.3~11.1% 7.6~9.3% 통계적으로 유의하지 않음
조동훈 (2008b)	한국노동패널 (1998~2006)	OLS 노조더미 고정효과 모형	4.6% 2.1~2.3%
김장호 (2008)	임금구조기본 통계조사 (1988~2007)	OLS Oxaca 분해	3.4% 총 임금격차의 대부분은 노조효과가 아닌 근로자 및 사업체 특성의 변화에 기인함.
이인재 · 김태기 (2009)	한국노동패널 (1998~2007)	OLS 고정효과모형	5.4~7.3% 2.7~6.7%
성재민 (2009)	인적자본기업 패널 한국노동패널	OLS 고정효과모형	유노조 사업체의 노조 가입효과는 개인 속성만 통제(0.1613), 사업체 속성 추가통제(0.0593) 유노조사업체의 노조 가입효과는 거의 0
조동훈 (2010)	한국노동패널 (1998~2008)	OLS 고정효과모형	5.7% 4.2%
노용진 (2011)	사업체패널 (2007)	OLS	유노조 사업체의 임금인상률은 음수(-)임

치는 횡단면 분석의 추정치보다 적게는 9%에서 크게는 60%까지 줄어들었다.¹⁰⁾ 한편 선택편의를 교정하기 위해 2단계 추정을 시도한 분석 결과는 2~58%로 그 차이가 컸고, 횡단면 분석의 추정치보다 작은 경우도 있었고, 오히려 더 커진 경우도 있어 한국에서도 2단계 추정을 통해 노조가

10) 그러나 패널 고정효과 추정은 측정오차의 문제를 발생시키므로 이러한 추정 결과를 100% 신뢰하기 어렵다. 성재민(2009)은 노조지위의 경우 측정오차의 문제가 더 심각할 수 있음을 밝혔고, 홍민기(2010)에 따르면 패널 고정효과 추정은 측정오차 때문에 모든 변수들의 추정치를 0쪽으로 향하게 하며, 실제 노동패널 자료를 이용한 임금격차 추정에서 미관측 이질성이 차지하는 비중은 매우 적음을 실증분석한 바 있다.

입의 선택편의 교정을 시도한 선행연구들은 분석 시기와 데이터에 따라 일관되지 않는 결과들을 보고하고 있다(조우현·유경준, 1997; 류재우, 2005; 김미란·김민경, 2008).

제3절 노동조합 임금효과 실증분석

1. 자료 소개 및 표본의 기술통계량

본 절의 분석에서 활용한 자료는 제2장의 분석 자료와 마찬가지로 고용노동부의 ‘고용’조사 2012년도 자료의 1/4 샘플과 ‘경황’조사 2012년 원 자료이다. 본 절의 분석에서 다루는 고용형태 범주는 정규직 노동자와 모든 형태의 비정규직 노동자다.

본 분석에 활용한 종속변수인 로그시간당 임금은 다음의 과정을 통해 계산하였다. 우선 ‘고용’조사의 경우 정상 실근로시간과 초과 실근로시간을 합하여 월간 총노동시간을 구했다. 이후 기본급과 통상적 수당, 기타 수당과 초과급여 등 모든 임금 항목에 전년도 연간 특별급여액을 12개월로 나눈 금액을 더한 월 임금총액을 구한 후 이를 앞의 월 총노동시간으로 나누어 시간당 임금을 계산하였고, 이에 로그를 취한 값을 종속변수로 사용하였다. ‘경황’조사의 경우도 임금을 근로시간으로 나누어 시간당 임금을 구한 뒤 로그를 취해 분석에 활용하였다.

<표 3-3>은 ‘고용’조사와 ‘경황’조사 2012년 자료를 활용하여 고용형태와 노동조합원 여부에 따라 나눈 4개의 세부표본별로 각 변수들의 기술통계량을 적시한 것이다.

우선 시간당 임금에 대해 살펴보면 활용자료에 따라 약간의 차이를 보이고 있는데, 먼저 정규직의 경우 ‘고용’조사에서는 정규직조합원은 21,811원, 정규직비조합원은 18,949원인 반면 ‘경황’조사에서는 정규직조합원 20,912원, 정규직비조합원 13,052원으로 조합원 비조합원 간의 시간

〈표 3-3〉 고용형태 및 조합원지위별 표본의 기술통계량

변수명	‘고용’조사				‘경황’조사			
	PU	PN	NU	NN	PU	PN	NU	NN
	평균	평균	평균	평균	평균	평균	평균	평균
시간당 임금(원)	21,811	18,949	12,837	12,611	20,912	13,052	15,040	9,232
남성	0.789	0.658	0.567	0.464	0.752	0.575	0.602	0.446
중졸 이하	0.065	0.034	0.119	0.113	0.065	0.123	0.110	0.282
고졸	0.451	0.325	0.374	0.460	0.375	0.385	0.417	0.439
초대졸	0.162	0.184	0.151	0.129	0.179	0.175	0.205	0.106
대졸	0.274	0.378	0.249	0.213	0.329	0.261	0.235	0.151
대학원졸 이상	0.048	0.079	0.107	0.085	0.052	0.056	0.034	0.022
연령	41.672	39.275	42.108	40.313	41.638	40.650	41.318	45.552
연령제공	1,832	1,657	1,972	1,825	1,821	1,779	1,831	2,297
근속	12.003	6.402	3.192	2.003	12.771	5.694	6.789	2.292
근속제공	220	89	35	16	242	82	98	21
농림어광업	0.019	0.013	0.015	0.016	0.008	0.005	0.008	0.026
제조업	0.313	0.273	0.060	0.104	0.347	0.282	0.144	0.089
전기가수수도업	0.057	0.008	0.037	0.007	0.028	0.003	0.015	0.001
건설업	0.014	0.031	0.011	0.040	0.018	0.066	0.045	0.130
유통서비스업	0.301	0.223	0.365	0.172	0.236	0.211	0.254	0.156
개인서비스업	0.044	0.091	0.068	0.110	0.034	0.147	0.042	0.144
사회서비스업	0.119	0.191	0.222	0.311	0.174	0.160	0.178	0.192
사업서비스업	0.134	0.170	0.221	0.240	0.156	0.126	0.314	0.262
고위관리자	0.009	0.021	0.007	0.002	0.012	0.030	0.011	0.010
전문가·기술공 및 준전문가	0.180	0.315	0.225	0.224	0.220	0.240	0.208	0.152
사무직	0.210	0.285	0.196	0.160	0.277	0.228	0.193	0.092
서비스직	0.034	0.050	0.106	0.119	0.019	0.088	0.091	0.119
판매직	0.035	0.062	0.039	0.117	0.018	0.078	0.027	0.135
농림어업숙련직	0.003	0.004	0.003	0.009	0.001	0.004	0.004	0.006
기능원 및 관련기능 종사자	0.083	0.062	0.049	0.050	0.096	0.095	0.083	0.108
장치·기계조작 및 조립종사자	0.414	0.142	0.210	0.090	0.317	0.131	0.235	0.059
단순노무직	0.033	0.059	0.166	0.230	0.039	0.105	0.148	0.319
5인 미만	0.005	0.050	0.028	0.127	0.014	0.191	0.019	0.274
5~29인	0.060	0.248	0.072	0.183	0.174	0.433	0.220	0.453
30~299인	0.440	0.437	0.324	0.350	0.467	0.295	0.595	0.241
300인 이상	0.495	0.266	0.577	0.340	0.346	0.081	0.167	0.033
관측치	39,810	110,767	2,276	49,237	2,347	12,549	250	7,957

주: PU: 정규직 조합원, PN: 정규직 비조합원, NU: 비정규직 조합원, NN: 비정규직 비조합원.

당 임금 차이가 고용형태별근로실태와 ‘경찰’조사에서 각각 2,862원, 7,860원으로 ‘경찰’조사에서 훨씬 크게 측정되었다. 한편 비정규직의 경우 비정규직 조합원의 시간당 임금은 각각 12,837원(‘고용’조사), 15,040원(‘경찰’조사), 비정규직 비조합원의 시간당 임금은 각각 12,611원(‘고용’조사), 9,232원(‘경찰’조사)으로 나타나 ‘고용’조사에서는 비정규직의 노조지위에 따른 임금 차이가 거의 나타나지 않은 반면, ‘경찰’조사에서는 그 차이가 상대적으로 매우 컸다. 이러한 차이는 두 조사가 개별적인 세부 고용형태를 정의하는 방식에는 큰 차이가 없지만, 조사 방식과 최종적으로 정규직 및 비정규직을 정의하는 데 있어서 집계 방식의 차이에 의한 결과일 가능성이 있다. 즉 고용형태별 근로실태조사는 우선 정규직 여부를 묻은 후, 설문지의 순서대로 비정규직 고용형태(특수형태근로, 재택/가내근로/파견근로/용역근로/일일근로/단시간근로/기간제근로/기간제가 아닌 한시근로)를 물어서 자기기입식으로 기록하게 되어 있어 현실에서는 존재하는 고용형태별 중복(예컨대 단시간이면서 기간제, 기간제이면서 파견 등)이 허용되지 않는다. 반면에 ‘경찰’조사는 마찬가지로 자기기입식으로 조사되지만 근로계약의 한시성 여부, 시간제 근로 여부, 파견, 용역, 특수고용, 가정내근로, 일일근로의 여부를 묻고 각 고용형태별 중복 체크를 허용하여 총체적으로 비전형근로, 한시근로, 시간제근로를 계산하고, 이러한 비정규직이 아닌 근로자를 정규직으로 정의하는 방식을 취하고 있다.

다음으로 성별 구성을 보면 정규직 조합원과 정규직 비조합원의 남성 비중은 ‘고용’조사에선 각각 78.9%, 65.8%, ‘경찰’조사에선 각각 75.2%, 57.5%로 나타나 특히 정규직 조합원에서 남성 조합원의 비중이 월등히 높은 것으로 나타났다. 비정규직의 경우에는 비정규직 조합원 및 비정규직 비조합원의 남성 비중은 ‘고용’조사에선 각각 56.7%, 46.4%로 나왔고 ‘경찰’조사에선 각각 60.2%, 44.6%로 나타났다. 대체로 고용형태 및 조합원 지위가 열악한 일자리일수록 여성 비중이 높아지는 것으로 보인다.

학력별 분포를 보면, 우선 ‘고용’조사에서 정규직 조합원의 경우 고졸의 비중이 45.1%(대졸은 27.4%)로 가장 높았으나 정규직 비조합원의 경우 대졸의 비중이 37.8%로 가장 높았다(고졸은 32.5%). 비정규직 조합원과 비조합원의 두 경우 모두 고졸의 비중이 가장 높았는데 그 수치는 각각

37.4%와 46.0%였으나 대졸의 비중도 각각 24.9%, 21.3%로 적지 않았다. ‘경찰’조사의 경우에도 각 집단별로 가장 높은 학력 비중을 차지한 것은 고졸로 각각 37.5%(정규직 조합원), 38.5%(정규직 비조합원), 41.7%(비정규직 조합원), 43.9%(비정규직 비조합원)를 차지했다. 그러나 대졸의 비중도 각각 32.9%(정규직 조합원), 26.1%(정규직 비조합원), 23.5%(비정규직 조합원), 15.1%(비정규직 비조합원)로 그다지 낮은 편은 아니었다. 고용형태 및 조합원 지위별로 학력별 분포는 큰 차이를 보이지 않았다.

고용형태별로 평균 연령이 가장 높은 표본은 ‘고용’조사에서는 비정규직 조합원으로 42.1세였고, 정규직 조합원(41.7세), 비정규직 비조합원(40.3세), 정규직 비조합원(39.3세)의 순서를 보였다. ‘경찰’조사에서는 비정규직 비조합원(45.6세)의 평균 연령이 가장 높았고 정규직 조합원(41.6세), 비정규직 조합원(41.3세), 비정규직 비조합원(40.7세)의 순으로 높았다.

평균 근속연수의 경우 ‘고용’조사에서는 정규직 조합원이 12.0년으로 가장 길었고 정규직 비조합원은 6.4년이었다. 비정규직 조합원의 평균 근속은 3.2년, 비정규직 비조합원은 2.0년에 불과했다. ‘경찰’조사에서는 정규직 조합원(12.8년), 비정규직 비조합원(6.8년), 정규직 비조합원(5.7년), 비정규직 비조합원(2.3년)의 순으로 높았다. ‘고용’조사에 비해 ‘경찰’조사에서 비정규직 조합원이 상대적으로 매우 높게 나타났다.

산업별 고용 비중을 살펴보면, ‘고용’조사의 정규직 조합원 집단에서 가장 많이 고용되어 있는 산업은 제조업과 유통서비스업으로 각각 31.3%와 30.1%의 비중을 차지했다. ‘경찰’조사에서도 정규직 조합원의 전체 고용 중 두 산업의 비중은 각각 34.7%, 23.6%로 유사하게 높았다. 정규직 비조합원 집단 역시 두 산업의 고용 비중이 가장 높았는데 ‘고용’조사와 ‘경찰’조사에서 제조업과 유통서비스업의 고용 비중은 각각 27.3%, 22.3%와 28.2%, 21.1%로 비슷했다. 반면 비정규직의 산업별 고용 분포는 사뭇 달랐다. ‘고용’조사에서 비정규직 조합원이 많이 고용된 산업은 유통서비스업(36.5%), 사회서비스업(22.2%), 사업서비스업(22.1%) 등 서비스 산업이었고 제조업의 고용 비중은 6.0%에 불과했다. 비정규직 비조합원의 경우에도 사회서비스업(31.1%), 사업서비스업(24.0%), 유통서비스업(17.2%) 등 서비스산업에 주로 고용되어 있는 것으로 나타났다. ‘경찰’조사의 결과

도 크게 다르지 않은데 비정규직 조합원이 가장 많이 고용된 산업은 사업 서비스업으로 31.4%였고 그 다음으로 25.4%의 유통서비스업, 17.8%의 사회서비스업의 순이었다. 비정규직 비조합원도 이들 세 산업에다가 개인서비스업까지 전체 서비스업 취업자가 75.4%에 달했고, 제조업의 비중은 8.9%에 불과했다.

직종별 분포의 경우 고용형태 및 조합원 지위별로 비교적 상이한 분포를 보이고 있다. 우선 ‘고용’조사에서 정규직 조합원 중 가장 많이 차지한 직종은 장치·기계조작 및 조립종사자로 무려 41.4%의 비중을 차지했다. 다음으로 사무직(21.0%)과 전문가·기술공 및 준전문가(18.0%)의 비중이 높았다. 정규직 비조합원 중에는 전문가·기술공 및 준전문가의 비중이 31.5%로 가장 높았고, 사무직의 비중이 28.5%로 그 다음으로 높았다. 장치·기계조작 및 조립종사자는 14.2%였다. 비정규직 조합원의 경우 전문가·기술공 및 준전문가(22.5%), 장치·기계조작 및 조립종사자(21.0%), 사무직(19.6%)의 비중이 비슷하게 높았다. 비정규직 비조합원에서는 단순노무직의 비중이 23.0%로 가장 높은 가운데 전문가·기술공 및 준전문가의 비중이 22.4%로 두 번째로 높았고, 다른 직종들의 분포는 비슷했다. ‘경황’조사에서 나타난 고용형태 및 조합원 지위별 직종 분포는 다음과 같다. 우선 정규직 조합원의 경우 ‘고용’조사와 다르지 않았다. 장치·기계조작 및 조립종사자는 31.7%, 사무직은 27.7%, 전문가·기술공 및 준전문가는 22.0%의 분포를 보였다. 정규직 비조합원 중에는 전문가·기술공 및 준전문가의 비중이 24.0%로 가장 높았고, 사무직의 비중이 22.8%로 그 다음으로 높았다. 비정규직 조합원의 경우에는 장치·기계조작 및 조립종사자(23.5%), 전문가·기술공 및 준전문가(20.8%), 사무직(19.3%)의 비중이 비슷하게 나타나 ‘고용’조사의 결과와 비슷했다. 비정규직 비조합원에서는 단순노무직의 비중이 31.9%로 가장 높았고 나머지 직종별 분포는 고른 편으로 나타났다.

마지막으로 고용된 조직규모에 따른 분포를 살펴보면 다음과 같다. 우선 ‘고용’조사에서 정규직 조합원의 사업체 규모별 분포를 보면 300인 이상 규모의 비중이 49.5%, 30~299인 규모의 비중이 44.0%로 30인 이상 규모의 비중이 무려 93.5%에 달하는 것으로 나타났다. 정규직 비조합원

의 경우는 30~299인 규모의 비중이 43.7%로 가장 높았고, 300인 이상과 5~29인 규모의 비중은 각각 26.6%, 24.8%로 비슷했다. 비정규직 조합원의 경우에도 300인 이상의 비중은 57.7%, 30~299인 규모의 비중은 32.4%로 30인 이상의 비중이 90.1%였다. 비정규직 비조합원에서는 30~299인의 비중이 35.0%로 가장 컸고, 300인 이상(34.0%), 5~29인(18.3%)의 순이었다. ‘경찰’조사의 조직규모별 고용 비중은 ‘고용’조사의 결과와는 많이 달랐다. 정규직 조합원의 경우 30~299인 규모의 고용 비중이 46.7%로 가장 컸고 300인 이상은 34.6%였다. 정규직 비조합원은 5~29인 규모의 비중이 43.3%로 가장 크고, 300인 이상의 비중은 8.1%에 불과했다. 비정규직 조합원은 30~299인 규모의 비중이 무려 59.5%에 달해 가장 높았다. 비정규직비조합원의 경우에는 5~29인 규모의 비중이 45.3%로 가장 컸고, 300인 이상 규모의 비중은 3.3%로 매우 낮았다.

2. 고용형태별 노동조합 임금효과의 추정

가. 전체 표본에서 고용형태 및 노조지위 더미변수를 활용한 분석

이제 노동조합 임금효과가 고용형태에 따라 어떻게 다르게 나타나고 있는지 실증분석해 보겠다. 이 분석에 활용된 표본은 앞의 제2장에서 활용된 표본과 동일하다.¹¹⁾ 즉 정규직과 비정규직으로 이루어진 표본이다. 이 표본에서 고용형태(정규직, 비정규직)와 노동조합 지위(조합원, 비조합원)를 고려하여 정규직 조합원, 정규직 비조합원, 비정규직 조합원, 비정규직 비조합원의 4개 더미변수를 만든 후 노동시장에서의 지위가 가장 우월할 것이라 판단되는 정규직 조합원을 기준변수로 하여 나머지 집단들의 임금효과를 비교해 보았다.

수식으로 표현하면 식 (3-1)과 같은데, 일반적인 임금방정식에서 W_i 는 본 분석의 종속변수인 개별 노동자의 시간당 로그임금이고, EUD_{1i} 는 개

11) 다만 임금 정보가 결측된 일부 표본은 본 보고서 제3장의 분석결과에서 제외되었기 때문에 각 개별 표본의 크기는 제2장에서 활용된 표본보다 약간 적다(표본에 따라 최소 0.0에서 최대 3.8%가 탈락됨).

별 노동자의 고용형태(E)와 조합원 여부(U)를 식별하는 더미변수(D)이며, X_i 는 고용형태와 노조 지위를 제외한 다른 모든 개인 및 사업체의 특성변수들이며, ε_i 는 오차항이다.

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 EUD_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3-1)$$

먼저 최소자승법(OLS)을 활용하여 추정하였다. 이때 ‘고용’조사의 경우 사업체 ID를 제공하고 있으므로, 사업체의 보이지 않는 효과를 표준오차에 반영하기 위해 동일한 사업체에 종사하는 노동자들을 군집으로 묶어 군집별 표준오차를 조정하는 cluster analysis를 활용하였다.

<표 3-4>의 분석결과를 살펴보면 다음과 같은데, 통제변수들의 값을 먼저 살펴볼 것이다. 우선 ‘고용’조사의 결과를 보면 인적 속성 변수들 중 남성은 다른 변수들을 통제했을 때 여성보다 21.2%가량 임금이 높았다. 학력별로는 대학원졸 이상을 기준변수로 했을 때, 일관되게 학력수준이 낮아질수록 대학원졸 집단 대비 임금수준이 하락하는 것으로 나타났다. 연령과 근속 역시 1년 상승할 때마다 임금이 약 4% 정도 늘어났다.

산업별로는 제조업을 기준변수로 했을 때, 전기·가스·수도업의 임금이 12.3% 높은 것으로 나타났고, 건설업의 임금도 11.8% 정도 높았다. 반면에 개인서비스업(-8.9%), 사회서비스업(-6.7%) 등의 임금은 낮았다. 직종별로는 사무직을 기준변수로 했을 때 고위관리자(25.8%), 전문가·기술공 및 준전문가(2.1%)의 임금은 높았고, 단순노무직(-29.0%), 장치·기계조작 및 조립종사자(-24.1%)의 임금은 크게 낮았다. 사업체 규모는 5인 미만 사업체를 기준변수로 했을 때 일관되게 사업체 규모가 높아질수록 임금도 높아지는 것으로 나타났다.

다음으로 ‘경황’조사의 분석결과를 살펴보면, 남성은 여성보다 19.5% 더 임금이 높았고, 학력이 높아질수록 임금이 높게 나타났다. 연령과 근속은 1년에 각각 5.7%, 2.5% 정도씩 임금이 상승하는 것으로 나타나는 등 전반적으로 ‘고용’조사의 분석결과와 매우 유사했다.

산업별로는 제조업을 기준변수로 했을 때, 건설업(15.7%)과 전기·가스·수도업(14.8%), 사업서비스업(8.6%)의 임금이 높았고 개인서비스업

〈표 3-4〉 노동조합 임금효과(전체 표본)

변수명	고용형태별 근로실태조사	경제활동인구 부가조사
남성(더미)	0.212***	0.195***
중졸 이하(더미)	-0.497**	-0.436***
고졸(더미)	-0.481**	-0.385***
초대졸(더미)	-0.404**	-0.285***
대졸(더미)	-0.235**	-0.132***
연령	0.040***	0.057***
연령제곱	0.000***	-0.001***
근속	0.036***	0.025***
근속제곱	0.000***	0.000
농림어광업(더미)	0.040**	-0.004
전기가스수도업(더미)	0.123**	0.148***
건설업(더미)	0.118**	0.157***
유통서비스업(더미)	-0.024**	-0.026**
개인서비스업(더미)	-0.089**	-0.128***
사회서비스업(더미)	-0.067**	0.008
사업서비스업(더미)	0.012**	0.086***
고위관리자(더미)	0.258**	0.312***
전문가·기술공 및 준전문가(더미)	0.021***	0.075***
서비스직(더미)	-0.146**	-0.229***
판매직(더미)	-0.159**	-0.160***
농림어업숙련직(더미)	-0.131**	-0.197***
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	-0.090**	-0.105***
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	-0.241**	-0.243***
단순노무직(더미)	-0.290**	-0.389***
5~29인(더미)	0.179***	0.170***
30~299인(더미)	0.268***	0.266***
300인 이상(더미)	0.493**	0.440***
정규직 비조합원	-0.086**	-0.084***
비정규직 조합원	-0.238*	-0.054*
비정규직 비조합원	-0.047**	-0.132***
상수항	1.752**	8.136***
R ²	0.499	0.556
표본수	202,090	23,103

주: 1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

2) 학력의 기준변수는 대학원졸 이상, 산업의 기준변수는 제조업, 직종의 기준변수는 사무직, 규모의 기준변수는 5인 미만임.

3) 고용형태별 근로실태조사의 경우 군집분석을 통해 23,492개 사업체별로 표준 오차가 조정되었음.

(-12.8%), 유통서비스업(-2.6%)의 임금은 낮았다. 직종별로는 사무직 대비 고위관리자의 임금은 31.2% 높았고, 전문가·기술공 및 준전문가는 7.5% 높게 나왔다. 반면에 단순노무직(-38.9%), 장치·기계조작 및 조립종사자(-24.3%), 서비스직(-22.9)의 임금은 상대적으로 크게 낮았다. 사업체 규모는 5인 미만 규모를 기준으로 사업체 규모가 높아질수록 일관되게 임금도 높게 나타났다.

이제 본 분석의 주요 독립변수인 고용형태 및 노조 지위별 변수들의 계수 값을 살펴보겠다. 고용형태와 조합원 지위는 임금이 큰 영향을 미칠 것으로 예상되며, 노동시장에서 가장 나은 지위를 가지고 있다고 판단되는 정규직 조합원 집단의 터미변수를 기준변수로 하여 나머지 세 집단의 계수 값을 살펴본 결과 ‘고용’조사와 ‘경활’조사 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 계수 값을 보고하고 있다. 예컨대 정규직 비조합원의 경우 ‘고용’조사에서는 -0.086, ‘경활’조사에서는 -0.084의 값을 보이고 있어 정규직 조합원 대비 약 8.4~8.6% 적은 임금을 받는 것으로 나타났는데 이는 정규직조합원의 정(+)의 임금효과를 방증하는 결과다.

그러나 계수 값의 크기는 활용된 자료에 따라 상이하게 나타났는데 ‘고용’조사의 경우 비정규직 비조합원(-0.047), 정규직 비조합원(-0.086), 비정규직 조합원(-0.238)의 순서를 보인 반면, ‘경활’조사에서는 비정규직 조합원(-0.054), 정규직 비조합원(-0.084), 비정규직 비조합원(-0.132) 순으로 높았다. 이러한 차이는 앞서 언급한 대로 조사 및 집계 과정에서 정규직 및 비정규직을 최종 정의하는 데서 결과한 분포의 차이가 반영된 것으로 추측된다.

나. 고용형태별로 표본을 나누어 노동조합 임금효과를 추정한 분석

1) 선택편의를 고려하지 않은 모형(OLS)

고용형태별 노동조합 임금효과를 비교해 보기 위한 방법으로 이번에는 정규직과 비정규직으로 표본을 분할한 후 각각의 고용형태 내에서 노동조합에 가입하고 있는 노동자들의 임금효과를 비교하는 방법을 시행해 보겠다.

이는 우선 고용형태별로 정규직과 비정규직으로 표본을 분할한 후, 일

〈표 3-5〉 고용형태별 노동조합 임금효과 I (OLS)

변수명	고용형태별 근로실태조사		경제활동인구 부가조사	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직
남성(더미)	0.214***	0.128***	0.215***	0.152***
중졸 이하(더미)	-0.568***	-0.524***	-0.482***	-0.373***
고졸(더미)	-0.472***	-0.533***	-0.396***	-0.344***
초대졸(더미)	-0.370***	-0.530***	-0.297***	-0.246***
대졸(더미)	-0.209***	-0.412***	-0.124***	-0.154***
연령	0.039***	0.036***	0.056***	0.056***
연령제곱	0.000***	0.000***	-0.001***	-0.001***
근속	0.040***	0.035***	0.023***	0.038***
근속제곱	0.000***	-0.001**	0.000	-0.001***
제조업(더미)	0.038*	0.178***	0.088	-0.047
전기가스수도업(더미)	0.133***	0.113**	0.136***	0.258**
건설업(더미)	-0.091***	0.511***	0.068***	0.281***
유통서비스업(더미)	-0.012	-0.002	-0.013	-0.069**
개인서비스업(더미)	-0.111***	0.044*	-0.165***	-0.062**
사회서비스업(더미)	-0.093***	0.107***	0.029*	-0.028
사업서비스업(더미)	0.043**	0.062**	0.111***	0.059**
전문가·기술공 및 준전문가(더미)	0.233***	0.292**	0.301***	0.411***
사무직(더미)	0.008	0.156***	0.053***	0.151***
서비스직(더미)	-0.174***	-0.097***	-0.203***	-0.236***
판매직(더미)	-0.096***	-0.134***	-0.160***	-0.139***
농림어업숙련직(더미)	-0.203***	0.027	-0.366***	-0.080
기능원 및 관련기능 종사자(더미)	-0.155***	0.030	-0.100***	-0.124***
장치·기계조작 및 조립종사자(더미)	-0.252***	-0.033	-0.232***	-0.247***
단순노무직(더미)	-0.341***	-0.186***	-0.358***	-0.408***
5인 미만(더미)	0.221***	0.064***	0.190***	0.140***
30~299인(더미)	0.312***	0.153***	0.271***	0.273***
300인 이상(더미)	0.554***	0.251***	0.459***	0.372***
조합원(더미)	0.054***	-0.040	0.070***	0.107***
상수항	1.638***	1.757***	8.067***	7.968***
R ²	0.556	0.293	0.572	0.432
표본수	150,577	51,513	14,896	8,207

주: 1) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

2) 학력의 기준변수는 대학원졸 이상, 산업의 기준변수는 농·림·어·광업, 직종의 기준변수는 고위관리자, 규모의 기준변수는 5~29인임.

3) 고용형태별 근로실태조사의 경우 군집분석을 통해 정규직은 20,376개 사업체, 비정규직은 8,659개 사업체별로 표준오차가 조정되었음.

반적인 임금함수에서 노동조합 더미의 계수값을 추정하는 것처럼, 아래 식(3-2)의 β_1 을 추정하여 각각의 고용형태별로 노조임금효과의 크기를 가늠해보는 것이다.

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 UD_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3-2)$$

<표 3-5>는 식 (3-2)를 ‘고용’조사와 ‘경활’조사 자료를 활용하여 각각 정규직, 비정규직의 고용형태별로 추정한 결과다. 독립변수인 노조더미의 계수 값을 살펴보면 정규직에서 노조원은 ‘고용’조사의 경우 5.4%, ‘경활’조사의 경우 7.0%의 노조 임금프리미엄을 누리는 것으로 나타났다. 한편 비정규직의 경우 ‘경활’조사에서는 정규직보다도 높은 10.7%의 임금프리미엄을 보고하고 있으나 ‘고용’조사의 결과는 통계적으로 유의하지 않은 마이너스 값이 나타났다. 통계적으로 유의한 결과를 중심으로 판단하면 노동조합에 가입하는 것은 고용형태를 불문하고 5% 이상의 임금프리미엄을 제공하는 것으로 나타났으며, 특히 비정규직의 경우에도 노조 임금프리미엄의 크기는 10.7%로 상당히 높은 수준이다. 이 정도의 임금효과는 정규직은 물론 비정규직의 경우에도 노동조합 가입의 경제적 인센티브가 충분히 존재한다고 판단할 수 있을 것이다.

‘고용’조사에서 비정규직의 노조 임금효과가 통계적으로 유의하지 않고 또 음(-)의 값을 나타낸 이유는 ‘고용’조사에서 노동시간이 과소평가되어 나타난 현상일 수 있다. 사업체에서 조사되는 ‘고용’조사의 성격상 정규직에 비해 비정규직의 노동시간은 — 비교적 자유로운 응답이 가능한 가구 조사인 ‘경활’조사와 비교해 볼 때 — 과소보고(underreporting)될 가능성이 높는데 이 경우 임금을 시간당 임금으로 식별하면 비정규직의 임금은 상대적으로 과대평가될 가능성이 있다는 것이다. 김유선(2009)은 고용형태별 근로실태조사의 전신(前身) 조사인 사업체 근로실태를 활용한 분석에서 종속변수를 시간당 임금으로 하여 추정할 때보다 월평균 임금을 활용할 때 비정규직의 임금효과가 훨씬 더 줄어들고 있음을 보인 바 있다.¹²⁾

12) 이런 가능성을 포함하여 ‘고용’조사에서 비정규직의 노조 임금효과가 통계적으로

다른 통제변수들의 계수 값은 대체로 <표 3-4>의 전체 표본 추정에서 제시하는 결과와 크게 다르지 않았다. 즉, 고용형태를 막론하고 남성은 여성에 비해 12.8~21.5% 더 높은 임금을 받고 있고, 학력의 임금효과 또한 분명하게 발견되었다. 연령의 경우 정규직은 3.9%(‘고용’조사), 5.6%(‘경찰’조사)의 임금효과를 보였고, 비정규직은 3.6%(‘고용’조사), 5.6%(‘경찰’조사)의 임금효과를 보였다. 근속 역시 정규직은 4.0%(‘고용’조사), 2.3%(‘경찰’조사), 비정규직은 3.5%(‘고용’조사), 3.8%(‘경찰’조사)의 임금효과를 보고하고 있다. 조직규모의 경우에도 모든 고용형태에서 조직규모가 커질수록 임금이 일관되게 높은 것으로 나타났다.

다만 산업과 직종의 경우 고용형태에 따라 그리고 활용 자료에 따라 약간의 차이를 보이고 있지만 공통적으로 전기가스수도업의 임금이 높고 개인서비스업의 임금이 낮으며, 전문가·기술공 및 준전문가의 임금이 상당히 높고, 단순노무직의 임금이 매우 낮은 것으로 나타났다.

2) 선택편의를 교정한 모형

이제 노동조합 가입과 노동자들의 생산적 특성 사이에 체계적 관계가 있는 경우 이를 고려한 모형을 활용해서 분석해 보겠다. 만약 노동조합에 가입한 노동자와 가입하지 않은 노동자 사이에 체계적으로 다른 특성이 존재한다면, 이 두 집단의 관측되지 않은 이질적 특성이 추정치를 과대 혹은 과소 추정할 수 있다. 노동조합에 가입하는 노동자들이 그렇지 않는 노동자들보다 체계적으로 더 생산적이라면 이때 선택편의를 교정하지 않은 노동조합 임금프리미엄의 계수 값은 실제보다 과대추정되는 결과를 낳을 것이며, 반대의 경우에는 과소추정될 것이다.

선택편의를 교정하기 위해서는 Heckman 2단계 추정을 활용하거나 비모수적인 추정을 통해 해결하는 방법이 있는데, Heckman 모형은 오차항과 설명변수들을 어떠한 가정에 의해 처리하는가에 따라 몹시 민감하게 변화하는 추정결과가 나타나, 본 분석에서는 성향점수매칭(이하 PSM)을 활용해 보겠다.

유의한 양(+)의 값이 도출되지 않은 원인에 대한 면밀한 검토는 추후의 분석 과제로 삼고자 한다.

PSM은 무작위 실험방법이 가능하지 않을 때 활용할 수 있는 일종의 비실험적(non-experimental) 방법으로 가장 적합한 비교집단을 인위적으로 구성하거나 찾는 방법이다. 이때 처리효과와 크기는 동일인의 처리를 거친 효과와 처리를 거치지 않은 효과 간의 차이로 계산할 수 있는데, 물론 현실의 데이터에는 처리를 거친 효과만이 식별가능하다. 따라서 처리를 거친 개인들(즉 처리집단)과 처리를 거치지 않은 개인들(즉 통제집단) 간의 성과를 비교하게 되는데, 이때 처리를 거친 개인들의 특성과 유사한 특성을 가진 개인들을 추려내어 그 가상적(counterfactual) 성과를 구한 후 양자 간의 효과 차이를 평균 처리효과(Average impact of Treatment on the Treated: ATT)로 계산해 낸다. 이 과정을 통해 선택편의의 일부를 교정할 수 있게 된다는 것이 이 방법론의 기본적인 아이디어이다.

이를 본 분석에 적용하면 다음과 같은데, 우선 노조가입의 임금효과를 추정하기 위해서는 ‘노조에 가입한 사람의 임금’과 ‘동일한 사람이 만약 노조에 가입하지 않았을 경우 받게 되었을 임금’과의 차이를 구해야 한다. 이때 동일한 노동자가 노조에 가입하지 않았더라면 받게 되었을 임금은 실체가 아닌 가상적 사실(counterfactual)이므로 ‘노조가입의 임금효과’는 결국 실제 임금과 이러한 가상사실 간의 차이로 정의할 수 있다.

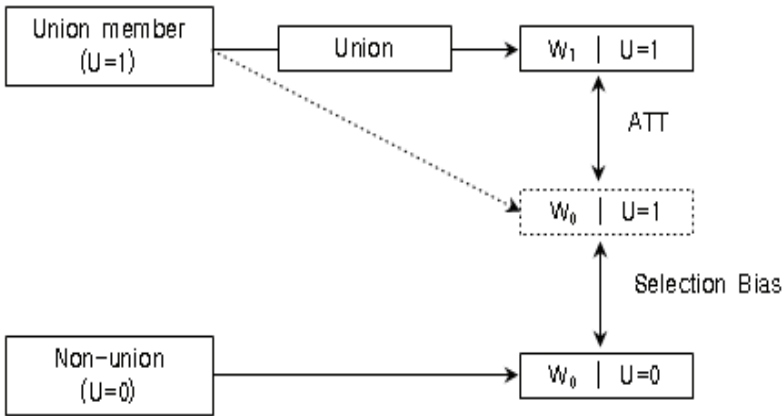
이를 그림으로 설명하면 [그림 3-1]과 같다. 개별 노동자가 노동조합에 가입하는 경우($U=1$)와 가입하지 않는 경우($U=0$)의 임금은 각각 W_1 과 W_0 이고, 이는 모두 관찰가능하다. 이 두 측정 값의 차이는 앞의 OLS 분석처럼 노조가입 더미를 활용한 통상적인 노조 임금효과를 뜻한다. 그러나 앞서 언급하였듯이 노조가입이 무작위(random)하게 일어나지 않는다면, 편이가 발생하게 된다. 따라서 노동조합에 가입한 개별 노동자가 노동조합에 가입하지 않았을 때 받을 수 있는 임금을 측정해야 하는데, 이는 그림에서 점선으로 표시된 부분으로서 실제로는 관찰할 수 없는 일종의 가상적 사실(counterfactual)인 것이다. 가상사실의 임금과 관찰된 조합원의 임금 사이의 격차가 ATT(평균 처리효과)이며, 이는 노조가입의 임금효과로 해석될 수 있다.

PSM은 우선 노동조합에 가입하는 사람의 여러 특성 변수들을 프라빗 분석으로 추정하여 성향점수(Propensity Score)를 도출한 후, 이 성향점수

를 토대에 성향점수에 근접하는 비교집단을 매칭하는 절차로 진행된다. 본 분석에서는 비교집단을 짝짓기하는 방법으로 Nearest-Neighbor Matching(이하 NNM)과 Kernel Matching을 활용하였다.¹³⁾

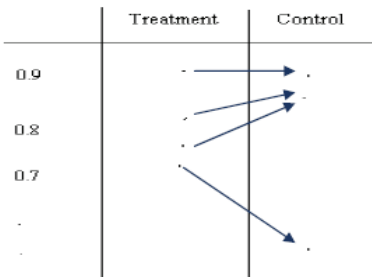
NNM은 매칭의 가장 일반적인 형태로 각각의 처리집단(조합원)과 가장 가까운 성향점수 값을 가진 통제집단(비조합원)과 짝을 이루게 하는

(그림 3-1) 평균 처리효과(ATT)와 매칭에서 선택편의(selection bias)의 예

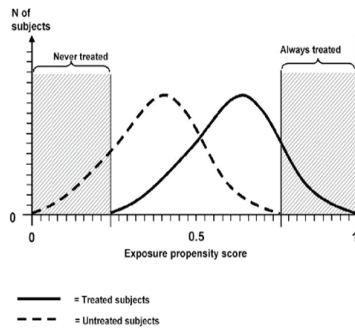


(그림 3-2) 매칭 알고리즘 비교

a. Nearest Neighbor Matching



b. Kernel Matching



13) 각각의 매칭기법은 어느 한 기법이 나머지 다른 기법보다 통계적으로 우월한 것은 아니며, 각기 상이한 장단점을 가지고 있다고 알려져 있다(Becker & Ichino, 2002). 각 매칭기법의 내용과 장단점은 Caliendo & Kopeinig(2008)을 참조하라.

방법이다. NNM은 모든 처리집단의 값들이 하나의 짝을 이룰 수 있다는 측면에서 버려지는 관측치가 적다는 장점을 갖는다. 이 매칭기법은 기본적으로 처리집단에 비해 통제집단의 규모가 훨씬 더 클 때 효율적이다. 처리집단의 모든 관측치를 통제집단의 관측치와 짝짓기하므로 통제집단 관측치의 규모가 더 클수록 유사한 관측치를 매칭할 수 있는 가능성이 커지기 때문이다. 본 데이터의 처리집단인 노조원보다 통제집단인 비노조원의 규모가 훨씬 크므로 NNM 매칭이 가장 적당하고 볼 수 있다.

한편 Kernel Matching은 모든 처리집단(조합원) 내의 개별 관측치를 통제집단(비조합원)의 모든 관측치와 짝지우는 방법이다. 각각의 매칭 값의 가중치는 처리집단(조합원)의 성향점수와 비교집단(비조합원)의 성향점수 간의 거리에 반비례하도록 설정한다. 각각의 매칭 알고리즘을 그림으로 표현하면 [그림 3-2]와 같다.

이상의 모형을 적용하여 노동조합 가입 임금프리미엄을 추정하였다. 분석은 Becker and Ichino(2002)의 가이드를 따라, Stata 프로그램을 활용하여 이루어졌다. PSM 분석 역시 앞서 활용한 데이터를 그대로 활용하였다. 앞서 여러 차례 언급했듯이, PSM은 다른 효과를 배제하고 사업수행으로 인한 효과만을 계측하므로, 다른 방법론들에 비해 선택편의를 줄이는 데 효과적이지만, 방법론이 비교적 복잡하고 수행에 많은 시간과 노력이 필요하며, 비교집단 선정의 어려움이 있다고 알려져 있다. 본 분석에서 활용하는 자료는 비교적 많은 설명변수들을 포함하고 있으며, 표본의 규모가 매우 커서 PSM의 강한 가정을 적용하는 데 비교적 적합할 것으로 기대된다.¹⁴⁾

각 추정치의 표준오차는 부트스트랩(Boothstrap)을 통해 구했다. Chamberlain(1994)은 정확한 부트스트랩 표준오차의 계산을 위해 무려 500회의 반복 계산을 시행한 바 있으나, Poterba and Rueben(1994)은 공공부문 임금프리미엄을 도출하는 연구에서 부트스트랩을 20회 반복 시행하고도 신뢰할 만한 표준오차를 얻어냈다. 본 분석에서도 부트스트랩을

14) 만약 추정에서 관찰되지 않은 특성의 영향이 크다면 추정의 신뢰성은 줄어들 것이므로 선택을 결정하는 설명변수들이 충분히 확보되어야 PSM 모형의 신뢰성이 배가될 수 있다.

〈표 3-6〉 고용형태별 노동조합 임금효과II(PSM)

매칭기법	고용형태	처리집단	통제집단	ATT	표준오차	T값
NNM	정규직	2,499	1,576	0.031	0.025	1.259
	비정규직	264	222	0.155**	0.069	2.242
Kernel Matching	정규직	2,499	11,907	0.118***	0.017	6.746
	비정규직	264	7,291	0.339***	0.042	8.037

주: **는 5% 수준에서 ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

20회 반복한 결과를 보고하였다.

〈표 3-6〉은 2012년도 경제활동인구 부가조사 자료를 활용하여 정규직과 비정규직에서 노조원의 임금효과를 각각 NNM과 Kernel Matching을 통해 추정한 결과다.¹⁵⁾

추정결과는 〈표 3-5〉의 OLS 분석결과와 유사하다. 같은 자료를 OLS 추정한 결과 정규직의 노조가입 상대임금효과는 0.070, 비정규직의 노조가입 상대임금효과는 0.107을 나타냈고, 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 바 있다.

본 데이터의 성격에 가장 적합한 매칭기법이라 할 수 있는 NNM 추정의 결과 정규직의 노조가입 평균 처리효과는 0.031, 비정규직의 노조가입 평균 처리효과는 0.155였다. 정규직의 경우 추정결과의 T값이 1.259로 약간 통계적 유의도가 부족하게 나타났지만, 정규직의 PSM 추정결과는 OLS 추정결과보다 약 절반 이상 낮아진 반면, 비정규직의 PSM 추정결과는 약 절반 이상 높아졌다. 비정규직의 노조가입 임금프리미엄은 PSM의 추정결과에서도 분명하게 확인되고 있다.

한편 Kernel Matching의 추정결과는 정규직은 0.118, 비정규직은 0.339로, 두 경우 모두 OLS 추정결과보다 높게 나타났고, 비정규직의 노조 임금프리미엄은 상당히 큰 것으로 추정되었다.

15) PSM은 수행 과정에서 프라빗 모형을 통해 얻은 성향점수를 기반으로 각각의 성향점수별로 관측치를 계층화한 블록별로 처리집단과 통제집단 간의 균형을 맞추는 과정을 거친다. 고용형태별 근로실태조사 자료의 경우 이 균형화 과정(balancing property)에서 모형(specification)의 조건을 만족하지 못해 분석에 활용하지 않았다.

즉 NNM의 정규직 표본만 제외하면 모두 통계적 유의성을 확보된 가운데 대부분의 매칭방법에 있어 <표 3-5>의 OLS 추정결과에 비해 더 큰 임금효과를 보고하고 있다. 이러한 결과는 특히 비정규직의 경우에 노조가입과 생산적 특성 사이에 비교적 큰 크기의 부(-)의 선택(Negative Selection)이 존재하고 있음을 의미한다. 하지만 이는 거꾸로 말하자면 그만큼 노동조합 가입의 인센티브는 OLS 추정에 의한 노조가입 상대임금 효과의 크기 이상으로 더욱 강력하다는 것을 의미한다.

또한 모든 경우에 정규직의 노조 임금효과보다 비정규직의 노조 임금 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3-5>의 OLS 추정결과와도 동일한데 선택편의를 교정한 후에도 여전히 비정규직 조합원은 정규직 조합원을 능가하는 노조가입의 임금프리미엄을 누리고 있음을 뜻한다. 이러한 결과를 제2장의 분석결과와 연동하여 판단해 보면, 비정규직의 노조가입은 주로 노동수요 측 요인, 일자리 속성과 관련된 여러 특성들 때문에 제약을 받고 있지만, 이미 노조에 가입하고 있는 비정규직들은 적지 않은 노조 임금효과를 누리고 있음을 의미하고, 비정규직의 노조 가입 제약이 해소된다면, 이들을 유인할 만한 경제적 인센티브, 즉 노조 가입의 임금프리미엄은 이미 실재하고 있음을 함의한다.¹⁶⁾

제4절 소결 및 함의

본 장은 ‘고용’조사와 ‘경황’조사 2012년 최신 자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 노동조합 임금효과를 추정하였다.

먼저 임금근로자 전체 표본에서 고용형태 및 노조지위별로 정규직 조

16) 윤진호·김정우(2011)는 「사업체 근로실태조사(2008)」를 활용한 OLS 추정 결과 정규직 노동자에 비해 기간제 노동자의 노조 임금효과가 더 큼을 발견했고, 김정우(2013)는 2006년에서 2009년까지의 4개년도의 「사업체 근로실태조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」를 활용한 분석에서 기간제의 노조 임금프리미엄이 정규직보다 더 크고, 이를 요인분해했을 때 양 부분의 생산성 차이로는 설명되지 않는 부분의 크기는 기간제 노동자의 경우 훨씬 더 크다는 사실을 보고하고 있다.

합원더미, 정규직 비조합원더미, 비정규직 조합원더미, 비정규직 비조합원더미 변수를 구성하여 이 중 노동시장에서의 지위가 가장 나을 것으로 판단되는 정규직 조합원더미를 기준변수로 하여 각 집단의 임금효과를 OLS 추정해 보았다. 분석결과 계수 값의 크기와 서열은 달랐지만 두 자료에서 모든 계수 값이 통계적으로 유의한 음수(-)로 나타나 정규직조합원의 임금효과가 가장 높다는 사실을 방증해 주었다.

다음으로 정규직과 비정규직 표본을 나누어 각각의 노조 임금효과를 OLS 추정한 결과 정규직의 노조 임금효과는 5.4%(‘고용’조사)와 7.0%(‘경찰’조사)인 것으로 나타났고, 비정규직의 노조 임금효과는 10.7%(‘경찰’조사)였다. ‘고용’조사의 비정규직 노조 임금효과의 계수 값은 통계적으로 유의하지 않았다. 결국 정규직은 물론 비정규직의 경우에도 적지 않은 노조임금효과가 발견된 것이다.

만약 고용형태의 선택과 노조가입 간에 체계적인 관련이 있다면, 즉 선택편의가 존재한다면 OLS 추정결과는 편의를 갖게 되는데 이런 점에 주목하여 PSM을 활용하여 선택편의를 교정한 노조 임금효과를 추정해 보았다. 구체적으로 어떤 매칭기법을 활용했는지에 따라 평균 처리효과 크기는 달랐지만, 대부분 OLS 추정결과보다 더 큰 계수 값을 보고하고 있으며 대부분 통계적으로 유의했다. 특히 모든 경우에 있어 비정규직의 평균 처리효과가 정규직보다 큰 것으로 나타나 — OLS 추정결과와 마찬가지로 — 오히려 정규직보다 더 높은 노조가입 임금프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과는 비록 그 비율은 ‘경찰’조사 공식 통계에서 2012년 기준 2.9%로 매우 낮지만, 노동조합에 가입하고 있는 비정규직의 경우 매우 높은 수준의 임금프리미엄을 누리고 있다는 것인데, 이는 바꾸어 말하면 노동조합 가입의 경제적 인센티브가 실존하고 있음을 뜻한다. 즉 만약 비정규직의 노조가입을 제약하고 있는 여러 가지 조건들이 개선된다면 비정규직을 중심으로 노조조직률이 높아질 잠재적 가능성은 존재한다는 것이다.

그러나 비정규직 노동자에게 노동조합 가입의 물질적 근거가 충분함이 발견되었음에도 그것이 즉각적이고 실질적인 노동조합 조직화로 연결되

지는 않는다. 이러한 현상의 주요 원인은 노동조합의 공급이 부재하기 때문일 것이다. 비정규직 노동자의 경우, 노동조합 가입에 대한 높은 수요가 존재하지만 노조 공급에 있어서의 제약으로 인한 노동조합 수급 불일치가 발생하고 있다(윤진호, 2005; 이시균·김정우, 2007; 김유선, 2008b). 그러나 이는 역으로 보면 노동조합 공급 제약이 해소되면 비정규직 노동자들의 노동조합 가입이 비약적으로 늘어날 수도 있다는 사실을 암시한다.¹⁷⁾ 물론 이를 위해서는 일차적으로 현행 기업별 노동조합 체계에서 노동조합들이 비정규직 노동자들을 조합원으로 포섭하려는 노력들이 선행되어야 한다. 장기적으로는 기업 단위를 넘어서는 업종 혹은 지역에 기초한 보다 폭 넓은 조직화 방안이 모색되어야 한다. 물론 비정규직 노동자를 대상으로 보다 효율적인 노동조합 조직화가 이루어지기 위해서는 교섭구조 자체의 초기업화와 그 행보를 함께해야 할 것이다.

17) 윤진호(2005), 이시균·김정우(2007), 김유선(2008b) 등 노동조합 수요공급 이론으로 대표성 갭을 추정한 연구결과들은 노동조합의 초과수요가 모두 충족될 만큼 노동조합 공급이 충분히 이루어진다면 한국의 노동조합 조직률은 비약적으로 상승할 가능성이 있음을 보고하고 있다.

제 4 장 노동조합이 비정규 고용에 미친 영향 분석

제1절 문제제기 및 구성

한국 사회의 노동시장에서 노동조합과 관련한 또 하나의 뜨거운 쟁점은 과연 비정규직의 증가에 노조가 어떤 영향을 미쳤는가의 문제이다. 한쪽의 주장은 소위 정규직 ‘귀족노조’가 비정규직 증가의 주범이라는 것이고, 다른 한쪽의 주장은 비정규직을 늘리는 것은 결국 기업의 선택이고 오히려 노조는 비정규직을 줄이기 위해 노력하는 주체라는 것이다. 전자의 주장은 주로 보수적 이데올로그들에 의해 매스미디어나 인터넷 공간과 같은 곳에서 많이 발견되고, 후자의 주장은 민주노총이나 한국노총 같은 노동조합 정상조직(peak association)을 비롯한 노동계의 주류적 입장으로 볼 수 있다.

그러나 이렇듯 ‘비정규직 증가 책임론’을 둘러싼 사회적 논란이 뜨겁게 달아오른 동안에도 학술적인 영역에서 노동조합이 과연 비정규직의 증감에 어떤 영향을 미쳤는지에 대한 합의할 만한 연구 성과를 제기하지는 못했다. 물론 그 원인은 여러 가지가 있겠으나 노동조합과 비정규직 고용간의 관계를 시계열적으로 분석해 볼 수 있는 자료가 부재했다는 사실 역시 간과할 수 없는 지점이다.

노조와 비정규 고용 간의 관계에 대한 연구에서 비정규직 고용이 정규

직 일자리에 대한 고용대체성 측면에서 결코 동질적이지 않다는 점도 고려되어야 한다. 사업장에서 비정규직은 정규직 일자리를 보완 혹은 대체하는 직접고용과 — 비록 과거에는 정규직 일자리였다 하더라도 — 점차 외부화된 부차적 업무를 주로 담당하는 간접고용 일자리로 나눌 수 있고, 전자와 후자에 대해 노동조합이 미치는 영향력은 다를 것으로 예상되지만, 이러한 차이에 주목한 연구는 거의 없었다.

따라서 본 장에서는 노동조합이 비정규 고용에 미친 영향에 대해 사업장의 시간의 흐름에 따른 변화 및 관측되지 않은 사업장 특성을 모형 내에 반영하는 패널모형으로 분석하고자 한다. 한국 노동시장의 30인 이상 사업체 전체를 대표하면서 2005년부터 2011년까지 4개의 웨이브가 구축된 사업체패널 조사는 노동조합 존재 여부는 물론 노조조직률과 정규직, 직접고용 비정규직, 간접고용 비정규직 등 전반적인 고용규모 및 구조를 파악할 수 있는 국내에서 유일한 자료라는 측면에서 앞의 연구 목적에 부합하는 최적의 자료라 판단된다.

제4장은 다음과 같이 구성된다. 우선 다음 제2절에서 노동조합과 비정규직 고용을 둘러싼 여러 이론적 패러다임들의 주요 주장과 연구 내용들을 살펴본다. 제3절에서는 노동조합이 비정규직 고용에 미친 영향에 대한 국내 실증연구들의 주요 결과를 요약한다. 제4절에서는 사업체패널 조사 1~4차년도 자료를 활용하여 노조가 비정규직 고용에 미친 영향을 패널분석한다. 마지막 제5절은 주요 연구 내용을 요약하고 정책적 함의를 제시한다.

제2절 이론적 배경 및 선행연구

1. 노조와 비정규 고용을 둘러싼 이론 패러다임

노동조합이 비정규 고용에 대해 어떤 태도를 취할 것인가에 대해서는 사실 다양한 학제 분야에서 논의되어 왔다. 예컨대 경제학 이론에서는 내

부자-외부자 이론의 맥락에서 노동조합원의 비정규 고용에 대한 타협적 행태를 예측해 볼 수 있는 한편 노사관계론의 영역이라 볼 수 있는 교섭력 이론에서는 노동조합이 비정규 고용에 대해 적대적인 행태를 취할 것이라는 주장을 간명하게 설명하고 있다. 한편 비정규 고용에 관한 노조의 태도에 대해 명확한 입장을 제기하고 있지는 않지만 유연기업 이론을 비롯한 노동유연화론에서는 기능적 유성성과 수량적 유연성의 다양한 제도적 배열에 관한 연구를 지속해 오고 있으며, 이 과정에서 제도 변수의 하나로 노조의 역할을 다루고 있다.

아래에서는 이러한 다양한 이론 패러다임 속에서 노동조합의 비정규직 활용론에 가까운 주장과 비정규직 활용 반대론에 가까운 주장에 대해 간략하게 살펴보겠다.

노동조합이 비정규 고용을 적극 활용할 것이라는 주장에 가장 가까운 이론은 내부자-외부자(Insider-Outsider) 이론이다.¹⁸⁾ 이 이론에 따르면 노동조합원들은 내부자로서, 이들은 비조합원들에 대해 무관심할 뿐 아니라 내부자의 이익 보호를 위해 내부자의 규모를 적게 유지하는 한편 외부자의 진입을 억제하며, 이 과정에서 외부자를 적절히 활용하고자 한다. 또한 이들은 교섭에 있어 외부자, 즉 비조합원의 채용을 효과적으로 억제하기 위한 선택을 한다(Solow, 1985). 이 이론을 적용해 보면 주로 정규직으로 구성된 노동조합은 내부자에 해당하는 정규직 조합원들의 이익을 극대화하기 위하여 정규직의 신규 채용을 억제하고 외부자에 해당하는 비정규 고용을 늘리고자 할 것으로 예상해 볼 수 있다. 이 과정에서 고용주는 노동조합을 견제하기 위해 노동조합 조직화가 어려운 비정규 고용을 늘리고자 할 것이다(Pfeffer & Baron, 1988; Osterman, 1994).

이러한 주장에 대해 오히려 노동조합이 비정규 고용을 활용을 억제할 것이라고 주장하는 이론이 바로 교섭력 이론이다. 교섭력 이론에 따르면 노동조합은 강한 교섭력의 유지를 최우선 과제로 상정하는데, 비정규 고용의 증가는 결국 노동조합의 교섭력을 약화시키므로 이러한 비정규 고용 도입에 반대하게 된다는 것이다. 만약 기업 내부에 정규직을 대체할

18) 전통적인 내부자-외부자 이론의 자세한 논리는 Solow(1985) 및 Lindbeck and Snower(1986) 등 참조.

수 있는 비정규직 노동자들이 존재한다면 노동조합은 파업 등 단체행동의 행사에 제약을 갖게 되고, 이로 인해 노동조합의 교섭력은 약화될 것이기 때문이다. 이러한 이유는 동시에 사업주로 하여금 노동조합의 교섭력을 약화시키기 위해 비정규 고용을 적극 활용하도록 유인하는 인센티브가 된다. 이 이론에 따르면, 노조는 기존의 교섭력을 유지하기 위해 신규 일자리를 노조조직화가 어려운 비정규직보다는 노조조직화가 용이한 정규직을 요구할 가능성이 높다. Smith(1997)에 따르면 노동조합은 노조 권력의 토대를 훼손할 수 있는 비정규 고용의 도입에 반대할 것이므로 노조의 교섭력이 클수록 비정규 고용의 활용이 줄어들 것이라 예상하고 있다. 이와 유사한 맥락에서 Golden(1996)은 노동조합의 교섭력 약화로 인해 비정규직이 크게 늘어났다고 설명하고 있다.

한편 Uzzi & Barsness(1998)는 교섭력 이론과 관련하여, 노동조합의 힘과 비정규직 고용 간의 관계는 단선적인 선형관계가 아니라는 매우 중요한 사실을 발견하였다. 그에 따르면 노조조직물이 아주 낮거나 아주 높은 경우에는 비정규직 활용 가능성이 낮아지고 노조조직물이 어중간한 경우에 오히려 비정규직 활용 가능성이 높아진다는 것이다. 이러한 노조의 힘과 비정규 고용 간의 역U자형 관계는 현실 노사관계를 해석하는 데 풍부한 함의를 제공해 준다. 노동조합의 힘이 매우 약한 경우, 노조는 경영권에 아무런 저해 요소가 되지 못하며, 이 경우 적어도 교섭력 차원에서 비정규직 활용은 별다른 메리트를 갖지 못하게 되어 굳이 비정규직을 활용할 유인은 낮아진다. 그러나 만약 노조의 힘이 매우 강하다면 거꾸로 노동조합은 사측의 비정규직 활용 시도를 충분히 적극적으로 저지할 수 있을 것이다. 따라서 중간 수준의 조직력을 가진 노동조합이 있는 경우에 오히려 교섭력을 와해하기 위해 비정규 고용을 적극적으로 활용할 가능성이 높다. 물론 경영 측이 비정규직을 활용하는 이유는 반드시 노조의 교섭력을 떨어뜨리기 위해서만은 아닐 것이며, 비용절감이나 유연성을 확보하기 위한 이유도 존재할 것이지만 Uzzi & Barsness((1998)의 발견은 적어도 교섭력 측면에서 노조의 힘과 비정규 고용간의 관계에 대한 동학을 잘 설명해주고 있다.

한편 Atkinson(1984; 1987)은 유연기업 이론을 통해 기능적 유연성과

수량적 유연성의 제도적 배열을 주장했다. 즉 기업이 중핵집단과 주변집단에 대해 각기 다른 노동유연성을 추구한다고 보았다. 즉 핵심 인력들로 구성된 중핵집단(Core Group)에게는 기능적 유연성의 확립을 시도하고 주변집단(Peripheral Group)에 대해서는 주로 수량적 유연성을 추구한다는 것이다. 유연기업 이론이 이러한 다차원적인 유연성 추구 과정에서 노조의 기능을 명시적으로 밝힌 바는 없지만 경우에 따라서 ‘중핵-주변’ 모형은 기업의 생존을 위해 반드시 지켜야 하는 규범으로 해석되기도 한다(Valverde, Tregaskis & Brewster, 2000). 만약 노동조합 기업의 노동유연화 전략, 즉 ‘중핵-주변’ 모형에 포섭된다면, 중핵집단(Core Group)의 일부와 1차 주변집단(First Peripheral Group)의 다수를 포괄할 것으로 예상되는 노동조합원들의 기능적 유연성을 증가시키는 동시에 2차 주변집단, 즉 비정규직의 수량적 유연성을 증가시키는 방향으로 움직임 가능성이 높다.¹⁹⁾

2. 국내 선행연구

그렇다면 과연 노동조합은 비정규직의 고용 증감에 대해 어떤 영향을 미쳤을까? 국내에서도 지금까지 이와 관련된 적지 않은 연구 성과가 축적되어 왔다(표 4-1 참조). 흥미로운 것은 이 주제에 관한 모든 연구가 사업체패널 조사(Workplace Panel Survey, 이하 WPS) 자료를 활용하여 이루어졌다는 것이다. 이는 물론 WPS가 노동조합 존재 및 조직률을 식별할 수 있으면서 비정규직을 포함한 사업체 단위 인력구조 현황을 파악할 수 있는 거의 유일한 대표성 있는 자료이기 때문이다.

그러나 모든 연구가 WPS를 활용하여 이루어졌음에도 불구하고 활용된 표본 및 모형, 분석방법론에 따라 상이한 결과를 보고하고 있어 뚜렷하게 일관된 경향을 언급하기 어려운 실정이다. 특히 사업체패널조사는

19) Atkinson(1984; 1987) 이후 적지 않은 실증연구들을 보면, 대체로 중핵집단에 대한 기능적 유연성과 주변집단에 대한 수량적 유연성의 제도적 배열에 대해서는 그 성공 여부에 대한 일관된 결과는 발견되지 않는다(Ackroyd & Procter, 1988; Bacon & Blyton, 2001; Cappelli & Newmark, 2004).

현재 2009년 말을 기준으로 조사된 자료까지 공개되어 있으나 본 주제와 관련된 연구는 주로 현재의 사업체패널 표본과는 다른 이전의 초창기 표본으로 수행된 연구가 많아 아쉬움을 준다.²⁰⁾

분석결과를 조금 더 자세히 살펴보면 다음과 같다. 김유선(2003)과 노용진·원인성(2003)은 WPS2002를 활용하여 노동조합 존재를 독립변수로 하여 노조가 비정규 고용에 미치는 영향을 분석하였는데, 노동조합이 존재하는 사업장이 비정규 고용의 증감에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다는 증거는 발견되지 않았다. 김유선(2003)은 비정규직 활용비중뿐 아니라 활용 여부에 관해서도 분석하였는데 두 가지 모두 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다. 같은 자료를 활용한 이병훈·김동배(2003)에 따르면 노조 존재는 비정규직의 활용 정도에 대해서는 다른 연구와 마찬가지로 통계적으로 유의한 영향을 발견하지 못했지만, 비정규직의 활용 여부 및 증가 여부에 대해서는 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보고한 바 있다.

그러나 박우성·박재용(2005)은 동일한 자료를 활용하여 노동조합 조직률을 독립변수로 하여 비정규 고용과의 관계를 살펴본 결과 노조조직률이 높을수록 비정규직 비율이 낮아지는 통계적으로 유의한 부(-)의 결과를 도출해 냈다. 그들은 비정규직 고용에 대한 노동조합의 정책적 태도와 비정규직 고용비율 간의 관계도 검증하였으나 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다. 이택면(2005)은 노동조합의 행태에 보다 주목하여, 노동조합을 연대 지향이 강한 노조(비정규직을 보호할 가능성이 높은 노조)와 연대 지향이 약한 노조(비정규직을 보호할 가능성이 낮은 노조)로 구분하여 비정규직 비율 간의 관계를 살펴보았다. 분석결과 연대 지향이 약한 노조는 비정규직 비율과 정(+)의 관계를 보였으나 연대 지향이 강한 노조의 경우는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다.

WPS2003을 활용하여 분석한 노용진(2007)의 연구에 따르면, 노동조합의 존재는 비정규직 고용비율에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치

20) 2013년 12월에 개최된 사업체패널 학술대회에는 비정규직 고용 증감과 관련하여 패널분석 방법론을 접목한 다수의 연구가 제출되는 등 본 주제와 관련하여 4차년도까지 축적된 사업체패널 자료의 본격적 활용이 기대된다.

〈표 4-1〉 노조가 비정규 고용에 미친 영향에 관한 국내연구

연구자	데이터	독립변수	결과	종속변수 설명
김유선(2003)	WPS(2002)	노조 유무	×	비정규직 사용 여부
			×	비정규직 사용 비율
노용진·원인성(2003)	WPS(2002)	노조 유무	×	비정규직 비율
이병훈·김동배(2003)	WPS(2002)	노조 유무	×	비정규직 활용 정도
			+	비정규직 활용 여부 및 증가 여부
박우성·박재용(2005)	WPS(2002)	노조조직률	-	비정규직 비율
		노조의 태도	×	
이택면(2005)	WPS(2002)	연대 강한 노조	×	비정규직 비율
		연대 약한 노조	+	
노용진(2007)	WPS(2003)	노조유무	+	비정규직 비율
김동배·이인재(2004)	WPS(2003)	노조 유무	+	비정규직 활용 강도
김동배 외(2004)	WPS(2002~2003)	노조 유무	+	비정규직 활용 여부
			×	비정규직 증가 여부
			+	비정규직 활용 강도
김윤호(2007)	WPS-KISLINE 결합(2002~2003)	노조 유무	+	비정규직 비율
이시균(2008)	경찰부가조사(2003~2006)	노조 유무	-	비정규직 고용 확률
	WPS(2005)	노조조직률	-	비정규직 비율 및 활용 여부
이용수(2009)	WPS(2005)	노조조직률	-	비정규직 비율
이병훈·홍석범(2010)	WPS(2005~2007)	노조 유무	+	비정규직 사용 여부
			×	비정규직 사용 비율 직접고용 사용 비율 간접고용 사용 비율
		노조조직률	+	비정규직 사용 여부
			×	비정규직 사용 비율 직접고용 사용 비율 간접고용 사용 비율

주 : 1) WPS는 사업체패널조사(Workplace Panel Survey)의 약자임.

2) ×: 유의하지 않음, +: 정(正)의 효과, -: 부(負)의 효과임.

는 것으로 나타났다. 같은 자료를 도구변수 방법으로 분석한 김동배·이인재(2004)는 노조는 비정규직의 활용 강도에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미친다고 보고하고 있다.

한편 WPS2002와 WPS2003을 연결하여 활용한 김동배 외(2004)에 따르면 노조 존재는 비정규직 활용 여부 및 활용 강도(비율) 모두에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 같은 자료를 한신평 자료에 결합하여 분석한 김윤희(2007)의 연구에서도 노동조합의 존재는 비정규직 고용비율과 통계적으로 유의한 정(+)의 영향이 발견된 바 있다.

여기까지의 연구에 활용된 자료는 앞서 언급하였듯이 현재의 WPS와는 그 표본이 다른 초창기 표본 자료다. WPS는 2005년도부터 표본과 설문 항목을 일신하여 다시 조사 차수를 부여하고 있는데, 새로운 사업체패널 표본의 1차년도 자료인 WPS2005를 활용한 분석으로는 이용수(2009)가 있다. 그는 다양한 조직전략 및 제도·관행이 비정규직 고용에 미치는 영향을 분석했는데, 노조조직물은 비정규직 고용비율에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

노동조합과 비정규 고용 간의 관계를 다룬 대부분의 연구는 비정규 고용 내부의 특성 차이에 주목하지 않았다. 즉 비정규직이라 하더라도 직접 고용 비정규직과 간접고용 비정규직은 정규직 고용에 대한 대체 정도, 고용유연성 추구에 있어 수월성 정도에 있어 차이가 있을 것인데 이러한 차이는 크게 고려하지 않았다는 것이다. 이런 의미에서 이시균(2008)의 연구는 비정규직 내부의 특성 차이에 주목한 최초의 연구라 할 수 있다. 그는 사업체 수준의 분석에서 비정규직을 크게 외주화비정규직과 직접고용 비정규직, 그리고 세부 고용형태별로 자세하게 나누어 각각의 활용 비율 및 활용 여부와 노동조합과의 관계를 분석하였다. 분석결과에 따르면 패널모형을 활용한 개인 수준 분석에서는 물론, 노조조직물을 독립변수로 하고 외주화 및 직접고용비정규직 활용 여부 및 활용 비율을 종속변수로 하는 분석모형에서도 노동조합은 비정규직 활용과 통계적으로 유의한 부(-)의 결과가 도출되었다. 특히 횡단면 자료 분석에서 내생성을 고려할 수 있는 도구변수 모형을 활용한 결과, 노동조합과 기간제 및 간접고용비정규직의 활용 비율 및 활용 여부에는 모두 통계적으로 유의한 부(-)의

관계를 나타냈다. 한편 이병훈·홍석범(2010)은 WPS2005와 WPS 2007 자료를 활용하여 노조 유무 및 노조조직률과 비정규 고용(비정규직 전체 및 직접고용 비정규직, 간접고용 비정규직의 활용 여부, 활용비중, 증가 여부)과의 관계를 분석하였다. 그러나 노조 존재와 노조조직률이 비정규직 전체의 사용 여부와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있다는 것만 발견되었을 뿐 세부 고용형태별로는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다.

이렇듯 같은 자료를 활용한 분석임에도 불구하고 어떤 표본(WPS2005 이전의 표본과 이후의 표본)을 활용하였는지, 또한 어떤 모형과 어떤 방법론을 사용했는지에 따라 결과는 매우 혼란스럽게 나타났다. 추정결과가 일관되지 않은 문제와 관련하여 한 가지 가능성은 사업체의 어떤 관측되지 않은 특성이 비정규 고용의 활용과 체계적인 연관을 맺고 있을 경우이다. 이때 노동조합이 비정규 고용에 미치는 영향에 대한 추정결과는 내생성에 의한 편의를 갖게 되는데, 이러한 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제하는 유력한 방법은 패널 고정효과 모형을 활용하는 것이지만 지금까지 패널 고정효과 모형을 활용한 연구는 전무한 실정이다.

제3절 실증분석

1. 분석 자료 소개

분석에 활용된 자료는 2005년 말의 정보를 기준으로 2006년부터 격년 주기로 조사되어 온 WPS2005, WPS2007, WPS2009, WPS2011의 WPS 1~4차년도 자료다.

WPS는 30인 이상 규모의 사업체를 대상으로 조사되며, 전국의 30인 이상 사업체 전체를 대표할 수 있도록 표본 설계되었다. 원표본은 통계청의 「사업체기초통계조사」 자료를 모집단으로 하여 산업·규모·지역별로 층화 추출하여 구성하였고, 산업·규모·지역별로 모집단과 비슷한

분포를 구성하기 위한 가중치를 부여하고 있다.²¹⁾ WPS는 원칙적으로 조사의 기본 단위를 사업체 단위로 삼고 있지만 공공부문과 전기·가스·수도업, 금융·보험업 등의 업종은 기업 단위로 조사되었다.

WPS는 사업체의 인사담당자로부터 일반적인 사업체 특징, 고용현황 및 고용관리, 보상 및 평가, 인적자원관리 및 작업조직, 인적자원개발, 기업복지, 산업재해 등의 정보를 수집하고 노무담당자에게는 노무부서 현황, 노동조합 현황, 노사관계 일반 현황, 노사협의회 현황, 노사협의회 운영, 경영참여 등의 내용을 조사한다. 또한 근로자대표(노동조합 위원장 혹은 노사협의회 근로자대표)를 통해 노동조합, 노사협의회, 노사관계와 관련한 다양한 정보를 얻는다. 또한 사업체의 인력현황과 재무현황 관련 정보는 서면을 통해 미리 수집하고 사후에 여러 차례 확인하는 과정을 거친다. 이상의 모든 조사과정은 조사원이 직접 조사용 컴퓨터를 소지하고 조사 대상 사업체를 방문하여 CAPI(Computer Assisted Personal Interviewing)를 활용함으로써 조사 효율성과 정확성을 기하고 있다.

앞서도 언급했듯이 WPS는 노동조합 여부 및 노조조직률과 사업체 내의 인력구조, 즉 정규직 및 비정규직의 규모 및 비율을 측정할 수 있고, 기타 그 밖에 비정규직 고용에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 포함하고 있는 국내에서 유일한 대표성 있는 통계이며, 조사대상 사업체를 추적하여 조사하는 패널자료로 구축되어 있다. 따라서 본 분석의 목적에 가장 적합한 자료로 판단할 수 있다.

21) 본 분석에 활용한 stata 패키지의 경우, 가장 최신 버전인 경우에도 패널 회귀분석의 확률효과 모형에서 가중치 옵션은 반영되지 않는다. 확률효과 모형과 고정효과 모형의 추정결과를 비교하여 내생성을 통제한 후의 추정결과와 강건성을 확인하는 과정에서 고정효과 모형에만 가중치를 주는 것은 일관되지 않는다고 판단하여 본 제4장의 모든 분석에는 가중치를 반영하지 않았다. 그러나 표본 추출과정에서의 기준변수를 모형식에 통제변수로 포함시키고 있으므로 추정결과에 편향의 발생하지 않았다. 예컨대 패널 회귀분석 고정효과 모형의 경우 가중치를 부여한 결과와 부여하지 않은 결과를 모두 비교해 보니 독립변수의 계수 값 크기에만 약간의 차이가 있을 뿐 부호의 방향성이나 통계적 유의도 등에는 큰차이가 없었음을 밝혀둔다.

2. 분석 모형

가. 패널프라빗 모형

노동조합이 비정규 고용에 미친 영향과 관련하여 첫 번째로 활용하고자 하는 모형은 패널프라빗 모형이다. WPS는 조사 연도별로 비정규직의 고용 규모에 대한 조사를 시행하고 있다. 따라서 비정규 고용의 비율뿐 아니라 비정규 고용 자체를 활용하고 있는지 없는지에 대한 분석도 가능하다. 즉 이는 비정규 고용이 한 명 이상 이루어진 사업체와 비정규 고용을 전혀 활용하지 않는 사업체 간에 비정규직 활용 여부에 관한 더미변수를 만들어서 이를 종속변수로 처리함으로써 가능하다. 이렇듯 종속변수가 연속변수가 아니고 1, 0과 같은 이항변수인 경우 프라빗(probit)이나 로짓(logit) 모형을 사용하는 것으로 알려져 있다.

기본적인 프라빗 분석의 모형식은 앞서 제2장의 노조가입 결정요인에서의 경우와 다르지 않는데, 문제는 이러한 모형에 따라 프라빗 분석을 하면 패널 자료가 갖는 시계열적 성격 때문에 오차항에 자기상관이 존재하게 되어 일치추정량을 얻지 못하게 된다는 것이다. 따라서 패널 모형에서는 패널 개체의 특성을 반영하는 오차항을 추가로 포함하여 추정하게 되는데, 즉 식 (4-1)은 y_{it} 가 1이면, 비정규직 활용, 0이면 비정규직 비활용을 의미하는 기본은 모형인데 여기에 식 (4-2)처럼 시간에 따라 불변하는 패널 개체의 이질성을 반영하는 오차항 u_i 를 추가한다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (4-1)$$

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{it} + u_i + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (4-2)$$

이때 오차항 u_i 가 순수오차항 ϵ_{it} 와 상관관계가 없다고 가정하고 분석하는 것이 확률효과 모형이고, u_i 를 추정하는 것이 고정효과 모형이다. 그러나 프라빗 모형에서는 오차항 u_i 를 제거할 수 없으므로 고정효과 모형은 활용할 수 없고, 확률효과 모형만 활용가능하므로 아래의 실증분석에서도 패널프라빗 확률효과 모형을 활용하였다.

나. 패널회귀 모형

앞의 선행 실증연구 결과에서 노동조합과 비정규 고용 간의 관계가 혼란스럽게 도출되는 이유 중 하나는 내생성(endogeneity)이 존재하기 때문이다. 즉 사업체의 어떤 관측되지 않은 특성이 비정규직의 활용 성향과 체계적인 관련을 가질 수 있는데, 이 경우 횡단면 분석에서 아무리 모형을 잘 구축했다 하더라도 추정결과는 편의를 가질 수밖에 없다.

미관측 이질성에 의한 내생성을 통제하는 방법이 바로 패널 고정효과를 활용하는 것이다. 패널 고정효과 모형은 미관측 이질성과 설명변수가 상관성이 있을 때 활용하는 것이고, 확률효과 모형은 미관측 이질성과 설명변수 간에 상관관계가 없다고 가정하는 것이다.

노동조합과 비정규직 고용비율 간의 관계를 살펴볼 때, 패널 회귀모형을 활용하였다. 이때 종속변수는 사업체의 비정규직(비정규직 전체, 직접고용 비정규직, 간접고용 비정규직) 활용비율이다. 활용비율은 전체 근로자 수에서 비정규직 수를 나누어 구했는데, 직접고용 비정규직은 기간제, 단시간, 일용근로자로 정의했고, 간접고용 비정규직은 파견, 사내하청, 용역근로자를 합해 구성했다.

아래 식 (4-3)은 시간의 흐름을 고려한 노동조합과 비정규 고용 활용비율 간의 방정식이다. y_{it} 는 각 사업체(i)와 시간(t)에 따른 종속변수인 비정규직(비정규직 전체, 직접고용 비정규직, 간접고용 비정규직) 활용비율이다. T_t 는 시간(t)의 고정효과이고, d_{it} 는 각 사업체(i)와 시간(t)에 따른 노동조직률, x_{it} 는 각 사업체(i)와 시간(t)에 따른 사업체 특성을 나타내는 변수다 u_i 는 관측되지 않은 사업체 효과이고, e_{it} 는 각 사업체(i)와 시간(t)에 따라 변하는 통상의 순수한 오차항이다.

$$y_{it} = \alpha + T_t + \beta d_{it} + \gamma x_{it} + u_i + e_{it} \dots\dots\dots (4-3)$$

x_{it} , 즉 사업체와 시간에 따른 사업체 특성변수들로는 산업과 규모를 통제하였고, 사업체 연령, 기능적 유연화 도입 정도, 로그1인당 당기순이익, 로그1인당 인건비를 투입했고, 연도별 더미를 포함했다.

대체로 조직의 역사가 길면 환경 변화에 대한 조직의 적응이 늦어진다고 보는 견해가 있다. 특히 비정규직 고용의 경우에도 고용관행의 제도화라는 측면에서 볼 때 경로의존성을 염두에 둔다면, 조직의 역사가 오래될수록 기존 관행에 대한 혁신은 어렵다고 할 것이다. 따라서 설립연도가 오래된 사업체일수록 비정규직 활용에 소극적일 가능성이 높다(이택면, 2005).

기능적 유연성과 수량적 유연성의 관계 역시 중요한 관심거리이다. 유연기업 이론의 연장선에서 ‘중핵의 기능적 유연성과 주변의 수량적 유연성’ 추구모델의 적합성과 그 제도적 배열의 다양성에 관한 논의가 이루어져 왔고, 한국의 경우 김동배 외(2004)에 따르면 기능적 유연성과 수량적 유연성을 동시에 추구하는 ‘혼합형’ 전략이 주류를 차지하고 있다.

사업체의 재무 상황과 비용구조는 비정규 고용을 활용하는 데, 중요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 만약 재무 상황이 좋아서 충분한 지불능력이 있다면 사업체는 비정규직보다는 소위 내부노동시장을 통한 방법(make형 인사관리)를 통해 정규직을 채용·육성하여 활용하고자 할 것이다. (Montgomery, 1988). 만약 사업체의 인건비 수준이 높다면 가능하면 이러한 비용 요소를 줄여나가고자 할 것이며 이러한 맥락에서 정규직보다는 비정규직 고용을 활성화할 가능성이 있다. 즉 비용절감을 위해 비정규직 활용을 증대한다는 것이다(Montgomery, 1988; 김동배·김주일, 2002; 장지연 외, 2008; 정동섭, 2008).

3. 실증분석

이제 WPS 1~4차년도 자료를 활용해 패널분석을 시행하겠다. WPS는 2005년도에 1,905개 사업체에 대한 조사를 마친 이후 2005년 조사에서 공공부문 전수조사에 포함된 사업체를 제외한 1,744개 사업체에 대한 추적 조사를 시행하였다. 이 과정에서 휴·폐업, 도산 등으로 상실된 사업체와 응답거절 업체에 대해서는 표본 대체를 통해 새로운 사업체를 보충하는 방식으로 조사가 진행되었으며, 이러한 과정을 거쳐, 표본 대체된 사업체를 포함하여 WPS2007은 1,735개, WPS2009는 1,737개, WPS2011은 1,770

개 사업체에 대한 조사를 완료했다.

본 분석에서는 모형에 포함된 각각의 변수들에 대해 결측치가 전혀 없는 표본을 구성하였는데, 1차년도부터 4차년도까지 모든 시기에 걸쳐 생존해 있으면서 모형에 포함된 변수의 결측치가 없는, 즉 네 시점의 변수 값을 모두 포함하고 있는 균형패널(Balanced panel) 자료와 1개 이상의 시점($t=1$ 이상)에서 모형이 포함하고 있는 변수 값을 모두 가지고 있는 자료들로 불균형패널(Unbalanced panel) 자료를 구축했다. 만약 모형에 있는 모든 변수에서 결측치가 없다면 불균형패널의 경우 7,147개의 관측치를, 균형패널의 경우 4,364개의 관측치를 보유하고 있어야 하나, 재무관련 변수(1인당 당기순이익과 1인당 인건비)에는 결측치가 많아 최종적으로 구축된 자료의 관측치는 불균형패널의 경우 3,987개, 균형패널의 경우 2,664개이다.²²⁾

가. 불균형패널 표본

<표 4-2>에는 불균형패널 표본의 기술통계량이 나타나 있다. 우선 모형의 독립변수들에 대해 살펴보면 비정규직을 활용한 경험이 있는 사업체는 전체의 70.3%에 달하는 것으로 나타났다. 이를 직접고용 비정규직과 간접고용 비정규직으로 나누어 살펴보면 직접고용 비정규직 활용 경험이 있는 사업체는 52.4%, 간접고용 비정규직 활용 경험이 있는 사업체는 35.9%였다. 이를 거꾸로 말하면 비정규직을 전혀 활용하지 않는 사업체도 적지 않다는 것인데 직접고용 비정규직을 활용한 경험이 없는 사업체는 47.6%, 특히 간접고용 비정규직 활용 경험이 없는 사업체는 64.1%에 달한다는 것이다.²³⁾ 한편 평균 비정규직 활용비율은 23.0%로 나타났

22) 이 과정에서 재무정보를 충실하게 보고하고 있는 사업체, 즉 본 분석에서 활용한 자료와 그렇지 않은 사업체의 자료 간에 특성 차이가 존재할 가능성이 있고, 이러한 차이에 의해 추정결과에 편의가 발생할 수 있다. 그러나 이러한 일종의 표본선택편의 문제는 본 분석에서 다루지 않는다. 또한 패널 고정효과 모형의 경우 사업체의 미관측 이질성을 통제한 모형이므로 그러한 문제를 부분적으로 회피하고 있다고 판단된다.

23) 이러한 자료의 특성 때문에 연속형 종속변수인 비정규직 활용비율과 노동조합 간의 관계를 다루는 패널 회귀분석 모형에서는 토빗 모형이 적합할 수 있다. 그러나

고, 이 중 직접고용 비정규직 비율은 9.1%, 간접고용 비정규직 비율은 9.7%였다. 본모인 전체 고용인원에는 직접고용 비정규직만 포함되고, 간접고용 비정규직은 배제되므로 직접고용 비정규직 활용비율과 간접고용 비정규직 활용비율의 합은 전체 비정규직 활용비율과 같지 않다.

〈표 4-2〉 표본의 기술통계량(불균형패널)

변 수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
비정규직 활용 여부	3,987	0.703	0.457	0	1
직접고용 비정규직 활용 여부	3,987	0.524	0.500	0	1
간접고용 비정규직 활용 여부	3,987	0.359	0.480	0	1
전체 비정규직 비율	3,987	0.230	0.540	0	11.8
직접고용 비정규직 비율	3,987	0.091	0.185	0	1
간접고용 비정규직 비율	3,987	0.097	0.354	0	9.5
노조조직률	3,987	0.231	0.329	0	1
경공업(더미)	3,987	0.125	0.331	0	1
화학공업(더미)	3,987	0.104	0.305	0	1
금속, 자동차, 운송장비업(더미)	3,987	0.146	0.354	0	1
전기, 전자, 정밀공업(더미)	3,987	0.107	0.309	0	1
건설업(더미)	3,987	0.066	0.249	0	1
개인서비스업(더미)	3,987	0.104	0.305	0	1
유통서비스업(더미)	3,987	0.085	0.279	0	1
사업서비스업(더미)	3,987	0.163	0.370	0	1
사회서비스업(더미)	3,987	0.076	0.265	0	1
기타산업(더미)	3,987	0.019	0.136	0	1
사업체 규모(명)	3,987	441.734	959.095	5	15,036
사업체 연령(년)	3,987	23.545	15.369	1	113
기능적 유연화 지수	3,987	1.892	1.285	0	4
1인당 당기순이익(만원)	3,987	7,161	91,920	0.2	4,388,555
1인당 인건비(만원)	3,987	4,597	1,995	1,020	147,007

아직 stata 패키지에서 패널토빗 고정효과 모형의 추정은 지원되지 않아 패널토빗 확률효과 모형에 의한 추정만 가능하다. 그러나 본 연구의 목적이 사업체의 미관측 이질성에 의해 발생하는 비정규직 활용비율 간의 내생성을 통제하는 것이므로, 본 분석에서는 토빗 확률효과 모형이 아니라 패널회귀 확률효과 및 고정효과 모형을 활용했다.

다음으로 분석의 독립변수인 노조조직률에 대해 살펴보면 불균형패널 표본에서 평균 노조조직률은 23.1%에 달했다. WPS에는 사업체의 전체 고용인원과 노동조합원의 규모를 묻는 설문이 있는데 노조원을 전체 고용인원으로 나누어 노조조직률을 구했다. 이는 사업체에서 노동조합의 교섭력을 측정해 볼 수 있는 유용한 변수다.

산업별 분포를 보면 WPS의 산업 추출 틀에 맞추어 10개의 산업으로 구분했다. 제조업을 경공업, 화학공업, 금속, 자동차, 운송장비업, 전기, 전자, 정밀공업으로 나누어 최대한 제조업 내부의 이질성을 통제하고자 하였다. 가장 높은 비중을 보인 산업은 사업서비스업으로 16.3%의 비중이고, 가장 낮은 비중을 보인 산업은 1.9%의 기타산업, 나머지 산업별 비중은 비교적 큰 차이를 보이지 않았다.

간접고용 비정규직을 제외한 전체 고용인원을 기준으로 본 사업체 규모는 평균 442명으로 나타났고, 사업체의 연령은 평균 23.5년이었다.

기능적 유연화 도입 정도는 소집단 활동 여부, 직무순환 여부, 다기능화 훈련 여부, 팀제 활용 여부라는 네 가지 설문에 대해 각각 활용하고 있을 때 1의 점수를 부과하는 방식으로 네 설문의 합을 가지고 구성하였다. 즉 소집단 활동, 직무순환, 다기능화 훈련, 팀제를 모두 활용하는 사업체의 경우 가장 높은 기능적 유연화 도입 점수인 4점을 부여하고, 아무것도 활용하지 않는 사업체인 경우 가장 낮은 0점을 부여하였다. 이렇게 하여 구성한 기능적 유연화 도입지수의 평균 값은 1.89로 나타났다.

다음으로 사업체의 재무상황 및 비용구조에 관한 변수를 살펴보면, 불균형패널 표본에서 1인당 당기순이익은 평균 7,161만 원이었고, 1인당 인건비는 4,597만 원으로 나타났다.

<표 4-3>은 비정규직 전체, 직접고용 비정규직, 간접고용 비정규직을 각각 한 명 이상 활용한 사업체의 비정규직 활용 여부를 더미변수로 구성하여 이를 종속변수로 하는 패널프라빗 모형을 추정한 결과다.

기능적 유연화 도입 정도는 소집단 활동 여부, 직무순환 여부, 다기능화 훈련 여부, 팀제 활용 여부라는 네 가지 설문에 대해 각각 활용하고 있을 때 1의 점수를 부과하는 방식으로 네 설문의 합을 가지고 구성하였다. 즉 본 분석의 가장 주된 관심사인 노조조직률과 관련해서는 비정규직 전

〈표 4-3〉 노조가 비정규직 활용에 미친 영향 I (패널프라빗 확률효과 모형)

변수	전체 비정규직 활용여부	직접고용 비정규직 활용여부	간접고용 비정규직 활용여부
	계수	계수	계수
노조조직률	2.356***	3.029***	2.263***
노조조직률 제곱	-3.035***	-3.871***	-2.404***
경공업(더미)	0.162	0.281**	-0.025
화학공업(더미)	0.172	0.314**	0.108
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-0.255*	-0.264*	-0.042
건설업(더미)	-0.130	1.003**	-0.713***
개인서비스업(더미)	0.232	1.164***	0.413***
유통서비스업(더미)	-0.141	0.863***	-0.622***
사업서비스업(더미)	0.028	0.934***	-0.103
사회서비스업(더미)	0.416**	1.075***	0.387***
기타산업(더미)	0.411	1.525***	-0.137
로그사업체 규모	0.450***	0.487***	0.306***
사업체연령	-0.002	0.004	0.001
기능적 유연화 지수	0.059**	0.066*	0.089***
로그인당 당기순이익	0.028	0.007	0.125***
로그인당 인건비	0.267***	0.208***	0.298***
2007년 더미	-0.275***	-0.355***	-0.219***
2009년 더미	-0.431***	-0.404***	-0.363***
2011년 더미	-0.302***	-0.236***	-0.288***
상수항	-2.492***	-3.844***	-3.645***
rho	0.470***	0.530***	0.454***
Log likelihood	-2037.3177	-2170.4556	-2116.3382
LR-test	0.000	0.000	0.000
관측치	3,987	3,987	3,987

주 : 1) 산업더미의 기준변수는 금속, 자동차, 운송장비업이며 이하 모든 분석에서 동일함.

2) *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

체 활용 여부, 직접고용 비정규직 활용 여부, 간접고용 비정규직 활용 여부와 역U자형의 비선형관계를 나타냈고, 모든 계수값이 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 즉 노조조직률이 어느 정도 상승되면 비정규직 활용이 증가하지만 노조조직률이 어느 특정 시점을 지나게 되면 오히려 비정규직 활용이 감소하게 된다는 것으로 앞의 Uzzi & Barsness(1998)의 발견과 동일한 결과를 얻었다. 한계효과를 계산하여 변곡점을 구한 결과 노조조직률이 각각 39.2%, 39.3%, 47.8%에서 떨어지는 것으로 나타났다. 즉 사업장의 노조조직률이 약 40%를 웃돌 정도로 노조 교섭력이 확보되면 비정규 고용을 활용하지 않게 되는 것으로 나타났다.²⁴⁾

나머지 변수들의 계수값을 살펴보면, 우선 산업의 경우 전체 비정규직 고용을 종속변수로 할 때 통계적 유의성이 있는 결과들이 많지 않았지만 직접고용 비정규직 활용 여부나 간접고용 비정규직 활용 여부를 종속변수로 한 경우에는 많은 경우 통계적으로 유의했다. 가장 노동조합의 교섭력이 강하다고 판단되는 금속, 자동차, 운송장비업을 기준변수로 했을 때 여타의 산업들은 비정규직 활용이 더 많은 것으로 나타났다. 특히 직접고용 비정규직의 경우 전기, 전자, 정밀공업을 제외한 모든 산업에서 활용 확률이 더 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 간접고용 비정규직의 경우 건설업과 유통서비스업은 활용 확률이 떨어지는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 건설업이나 유통서비스업이 상대적으로 간접고용 비정규직을 적게 사용하는 현실, 그리고 기준변수인 금속, 자동차, 운송장비업에서 사

24) 뒤의 분석에도 나오겠지만, 한계효과로 계산한 변곡점이 현실의 노조 교섭력의 크기보다 적게 추정되었다는 지적이 있을 수 있다. 즉 사업체의 노조조직률이 50% 미만이라는 것은 과반수 노조도 아니라는 것인데, 이 정도 조직력의 노조가 비정규 고용을 규제할 수 있는가의 문제제기다. 이는 우선 모든 표본에 무노조사업체가 포함되어 나타난 결과일 수 있다. 즉 무노조사업체의 노조조직률은 0이기 때문에 변곡점이 실제보다 훨씬 적게 추정되었다는 것이다. 둘째로 특히 제조업 사업체의 적지 않은 노동조합들은 생산직 노동자들만으로 구성된다. 따라서 이 경우 실질적인 노조조직률은 조직대상 노동자 전체를 분모로 계산해 하는 것이 더 정확할 수 있으며 이 경우 노조조직률은 지금의 계산보다 다소 커진다. 다만 WPS 1~3차년도 자료에는 그 정보가 있지만 WPS2011에는 없어서 본 패널 분석에는 활용할 수 없었다. 같은 기간 동안 이러한 방식으로 계산한 노조조직률(무노조사업체 포함)은 27.6%로 본 표본의 노조조직률인 23.1%보다 4.5%포인트 더 높았다.

내하청 등의 형식으로 간접고용 비정규직을 많이 사용하고 있다는 현실이 반영된 결과로 판단된다.

사업체 규모의 경우 예상대로 규모가 커질수록 각각의 비정규 고용 활용 확률이 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높았다. 사업체 연령의 경우 통계적 유의성이 없었다.

기능적 유연성 지수의 경우 세 경우 모두에 있어 통계적으로 유의한 정(+)의 결과를 얻었다. 즉 기능적 유연화 정도가 높을수록 비정규직 활용 경험도 유의하게 높았다는 것인데, 이는 앞서 한국 기업에서 지배적 유연화전략이 기능적 유연성과 수량적 유연성을 동시에 추구하는 ‘혼합형’ 전략이라는 김동배(2004)의 연구 결과와 유사하다.

재무지표의 경우, 간접고용 비정규직을 제외하면 로그1인당 당기순이익과 비정규직 활용 여부와는 통계적 유의성이 없었지만 로그1인당 인건비와 비정규직 활용과는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 발견되었다. 앞서 예측한 대로 인건비 수준이 높은 경우 비용을 절감하기 위해 정규직 보다는 비정규 고용을 활성화하는 것으로 이해할 수 있다.

연도더미의 효과를 보면 2005년에 비해 모든 연도에 있어 비정규직 활용 확률이 떨어지는 것으로 나타났고, 1% 수준에서 통계적으로 유의했다. 이는 2007년에 도입된 기간제법을 비롯한 고용 규제와 제도적 효과와 2009년의 경제위기로 인해 신규 비정규직의 채용이 둔화된 것이 모두 영향을 미친 것으로 예측된다.

<표 4-4> ~ <표 4-6>은 패널회귀 모형을 활용하여 비정규직 활용 비율과 노조조직률과의 관계를 분석한 것이다. 우선 <표 4-4>는 노조조직률과 비정규직 전체 고용 비율 간의 관계를 패널 분석한 결과다. 사업체의 미관측 이질성을 통제한 고정효과 모형의 경우, 많은 경우 계수값의 통계적 유의성이 상실되었고, 독립변수인 노조조직률의 경우에도 통계적으로 유의하지 않았다.

개별 사업체의 미관측 이질성과 오차항과의 관련성이 없다고 가정한 확률효과 모형의 결과에서는 앞의 패널프라빗 분석 결과와 마찬가지로 노조조직률과 비정규직 활용 비율 간에 통계적으로 유의한 역U자형의 관계를 발견할 수 있었다.

〈표 4-4〉 노조가 비정규직 전체의 고용 비율에 미친 영향 I (패널회귀모형)

변수	고정효과	확률효과
	계수	계수
노조조직률	-0.297	0.299**
노조조직률 제곱	0.387	-0.394***
경공업(더미)	-0.060	0.003
화학공업(더미)	-	0.012
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-0.097	-0.083**
건설업(더미)	-	0.091**
개인서비스업(더미)	-0.043	0.343***
유통서비스업(더미)	-	-0.007
사업서비스업(더미)	-0.068	0.095***
사회서비스업(더미)	-0.313	0.083**
기타산업(더미)	-	-0.062
로그사업체 규모	-0.009	0.023***
사업체연령	-0.026	-0.002**
기능적 유연화 지수	0.017*	0.020***
로그인당 당기순이익	-0.012	0.013**
로그인당 인건비	-0.061*	-0.045**
2007년 더미	0.038	-0.028
2009년 더미	0.062	-0.046**
2011년 더미	0.165	0.001
상수항	1.095*	0.205**
R ²	within = 0.0080 between= 0.0003 overall = 0.0014	within = 0.0020 between= 0.0799 overall = 0.0657
관측치	3,987	3,987
하우스만 테스트	$\chi^2=0.0404$	

주 : 1) 고정효과 모형에서 - 표시가 된 변수들은 시간에 따른 변화가 없어 탈락된 것이며 이하 모든 표에서 동일함.

2) *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

여타 통제변수들의 경우, 통계적으로 유의한 결과들 위주로 살펴보면 우선 전기, 전자, 정밀공업의 경우 기준변수인 금속, 자동차, 운송장비업

에 비해 비정규직 활용비중이 낮았고, 개인서비스업의 경우 기준변수에 비해 활용비중이 매우 높은 것으로 나타났다.

사업체 규모가 커질수록 비정규직 활용비율이 높아졌고, 사업체 연령이 길수록 비정규직 활용비중은 낮아지는 것으로 나타나 모두 이론적 예측을 지지해 주었다. 기능적 유연성이 높은 사업체가 비정규직 활용비중도 높은 것으로 나타나, 사업체들은 주로 혼합형 노동유연성 추구 전략을 구사하는 것으로 보인다.

〈표 4-5〉 노조가 직접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향 I (패널회귀모형)

변수	고정효과	확률효과
	계수	계수
노조조직률	0.101	0.131***
노조조직률 제곱	-0.185**	-0.252***
경공업(더미)	-0.011	0.035***
화학공업(더미)	-	0.006
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-0.029	-0.021
건설업(더미)	-	0.188***
개인서비스업(더미)	-0.046	0.125***
유통서비스업(더미)	-	0.062***
사업서비스업(더미)	0.065	0.111***
사회서비스업(더미)	-0.092	0.078***
기타산업(더미)	-	0.100***
로그사업체 규모	0.094***	0.041***
사업체연령	-0.001	-0.001***
기능적 유연화 지수	0.000	-0.001
로그인당 당기순이익	-0.001	-0.004**
로그인당 인건비	0.000	-0.029***
2007년 더미	-0.020	-0.016***
2009년 더미	-0.022	-0.018***
2011년 더미	-0.008	0.001
상수항	-0.364**	-0.021
R ²	within = 0.0947 between= 0.0451 overall = 0.0327	within = 0.0654 between= 0.2150 overall = 0.1782
관측치	3,987	3,987
하우스만 테스트	$\chi^2=0.000$	

주: *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

로그인당 당기순이익이 높은 기업이 오히려 비정규직 활용비중이 높게 나타났는데, 이는 비정규직 활용비중이 높은 기업들의 수익성이 높은 역(逆)인과관계의 영향일 수 있다. 로그인당 인건비가 높을수록 비정규직 활용비중이 낮은 것으로 나타나 이론적 예측과 부합하였다.

한편 연도더미의 경우 2009년의 경우에만 2005년에 비해 통계적으로 유의하게 비정규직 활용비중이 낮아졌다. 이는 앞서 언급했듯이 고용 규제와 경기불황의 효과가 중첩되어 나타난 결과일 수 있다.

그러나 이상의 확률효과 모형은 일치추정량이 아닐 가능성이 높다. 하우스만 테스트 결과는 고정효과 모형을 지지하고 있기 때문이다. 즉 확률효과 모형의 추정결과들은 사업체의 미관측 이질성과 비정규직 고용비율 간의 내생성을 제대로 통제해 내지 못해 나타난 결과일 수 있다는 것이다.

<표 4-5>는 종속변수를 비정규직 전체의 고용비율이 아니라 직접고용 비정규직만의 고용비율로 달리하여 추정한 결과다. 직접고용 비정규직은 기간제, 단시간, 일용근로자로 정의하였는데, 주로 사업체에 직접고용되어 사업체의 인사노무관리 대상에 포함되는 노동자들이다.

확률효과의 추정결과는 <표 4-4>의 전체 비정규직 고용비율을 종속변수로 추정한 결과와 유사했는데, 하우스만 테스트 결과는 역시 고정효과 모형을 지지하고 있다.

고정효과 모형의 추정결과를 보면, 노조조직률과 직접고용 비정규직 고용비율을 한계효과를 계산해 본 결과 노조조직률이 35.0%되는 지점에서 직접고용 비정규직 비율이 감소하는 것으로 나타나 역U자의 형태를 보이고 있으나 그 통계적 유의성이 낮아 단정적인 결론을 내리기는 어렵다.

<표 4-6>은 종속변수를 간접고용 비정규직의 고용비율로 추정한 결과이다. 간접고용 비정규직은 파견, 사내하청, 용역근로자를 합해 정의했는데, 이들은 주로 사업체의 인사노무관리 대상에서 배제되어 있는 사업체와 직접고용되어 있지 않은 비정규직이라 볼 수 있다.

추정결과는 앞의 분석과는 상이했다. 우선 마찬가지로 하우스만 테스트가 고정효과 모형을 지지하고 있어, 사업체의 미관측 이질성을 통제한 고정효과 모형의 추정결과를 중심으로 설명하겠다.

가장 흥미로운 점은 노조조직률과 간접고용 비정규직 고용 비율 간에

는 통계적으로 유의한 U자형 관계가 발견된다는 것이다. 즉 처음에는 노조조직률이 높아질수록 간접고용 비정규직 활용비중이 낮아지다가 노조조직률이 특정 지점을 넘어서게 되면 오히려 간접고용 비정규직의 활용 비율이 높아진다는 것이다.

한계효과를 미분하여 계산해 보면 간접고용 비정규직의 활용비중이 증가하게 되는 변곡점은 노조조직률이 35.0%에 달할 때다. 이는 노조조직률으로 표현되는 노조의 교섭력이 어느 지점에 이르기까지는 경영 측도 간접고용 비정규직을 적극적으로 활용할 유인이 약하지만 노조의 힘이 어느

〈표 4-6〉 노조가 간접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향 I (패널회귀모형)

변수	고정효과	확률효과
	계수	계수
노조조직률	-0.330*	0.100
노조조직률 제곱	0.471**	-0.069
경공업(더미)	-0.038	-0.032
화학공업(더미)	-	-0.021
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-0.076	-0.046**
건설업(더미)	-	-0.069***
개인서비스업(더미)	-0.016	0.212***
유통서비스업(더미)	-	-0.039
사업서비스업(더미)	-0.056	-0.038*
사회서비스업(더미)	-0.103	-0.030
기타산업(더미)	-	-0.118***
로그사업체 규모	-0.033**	0.007
사업체연령	-0.013	-0.001*
기능적 유연화 지수	0.009	0.014***
로그인당 당기순이익	-0.008	0.020***
로그인당 인건비	-0.027	-0.009
2007년 더미	0.012	-0.029**
2009년 더미	0.032	-0.033**
2011년 더미	0.077	-0.018
상수항	0.676*	0.052
R ²	within = 0.0088 between = 0.0000 overall = 0.0000	within = 0.0003 between = 0.1077 overall = 0.0746
관측치	3,987	3,987
하우스만 테스트	$\chi^2=0.000$	

주 : *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

정도 강해지는 지점부터는 보다 적극적으로 간접고용 비정규직 활용을 도모하고, 노동조합도 이러한 경영 측의 움직임에 대해 적극적으로 개입하지 않고 방관하여 발생할 결과인 것으로 예상된다. 혹은 내부자-외부자 이론의 주장처럼 노동조합이 보다 적극적으로 내부자로서의 자신들의 일 자리 및 노조 지위를 지켜내기 위해 외부자인 간접고용 비정규직의 활용을 의도적으로 방치했을 가능성도 있다. 현실에서 자동차나 조선업종의 강한 교섭력을 가지고 있는 노동조합이 있는 사업체에서는 거의 예외 없이 적지 않은 규모의 사내하청과 같은 간접고용 비정규직이 존재한다는 사실은 본 분석결과와 해석과 관련해 적지 않은 시사점을 제공해 준다.

비록 통계적 유의성은 없었지만 산업별 추정계수를 살펴보면, 우리나라에서 강한 교섭력을 가진 노동조합들이 집중적으로 존재하고 있는 금속, 자동차, 운송장비업을 기준변수로 했을 때 여타 모든 산업의 간접고용 비정규직 활용 비율의 계수 값이 마이너스(-) 값을 보고하고 있다는 사실 역시 앞의 설명과 부합되는 결과이다.

나. 균형패널 표본

지금까지 불균형패널 자료를 활용하여 노조조직률과 비정규직 활용 여부 및 활용비중 간의 관계를 살펴보았다. 여기에서는 1차년도(2005년)부터 4차년도(2011년)까지 모든 시기에 걸쳐 생존해 있으면서 모형에 포함된 변수의 결측치가 없는 표본들로 균형패널 자료를 구축하여 이 표본으로 패널 분석을 시도하겠다. 이 균형패널 표본은 결측치가 없을 뿐 아니라 조사기간 동안 한 번도 탈락하지 않은 표본으로만 구성되어 있으므로 가장 패널 자료로서의 완결성이 높은 표본이라 할 수 있다.²⁵⁾

25) 물론 조사기간 동안 탈락하지 않고 생존해 있는 사업체가 그렇지 않은 사업체에 비해 비정규직 활용에 있어 뭔가 체계적인 특성이 있을 수 있다. 간단히 생각해 보아도 이들 살아남은 패널 기업들은 다른 사업체들에 비해 더 나은 수익성을 가질 가능성이 높다. 그러나 이러한 차이에 의한 추정결과의 교란 가능성은 본 분석에서 고려하지 않는다. 다만 분석결과나 기술통계량의 분포에서 보건데 두 자료 간에 커다란 특성 차이는 발견되지 않는 것으로 판단된다.

〈표 4-7〉 표본의 기술통계량(균형패널)

변수	관측치	평균	표준편차	최솟값	최댓값
비정규직 활용여부	2,644	0.722	0.448	0	1
직접고용비정규직 활용여부	2,644	0.547	0.498	0	1
간접고용비정규직 활용여부	2,644	0.378	0.485	0	1
전체비정규직 비율	2,644	0.201	0.555	0	11.802
직접고용비정규직 비율	2,644	0.091	0.182	0	1
간접고용비정규직 비율	2,644	0.110	0.403	0	9.454
노조조직률	2,644	0.262	0.340	0	1
노조조직률 제공	2,644	0.184	0.272	0	1
경공업(터미)	2,644	0.111	0.314	0	1
화학공업(터미)	2,644	0.112	0.316	0	1
금속, 자동차, 운송장비업(터미)	2,644	0.142	0.349	0	1
전기, 전자, 정밀공업(터미)	2,644	0.093	0.290	0	1
건설업(터미)	2,644	0.059	0.236	0	1
개인서비스업(터미)	2,644	0.112	0.315	0	1
유통서비스업(터미)	2,644	0.098	0.297	0	1
사업서비스업(터미)	2,644	0.153	0.360	0	1
사회서비스업(터미)	2,644	0.093	0.290	0	1
기타산업(터미)	2,644	0.022	0.148	0	1
사업체규모	2,644	482.97	1002.98	7	15,036
사업체연령	2,644	24.773	16.182	1	113
기능적 유연화 지수	2,644	1.961	1.281	0	4
1인당 당기순이익	2,644	7,031	71,949	0.2	2,723,156
1인당 인건비	2,644	4,673	1,984	1,020	2,723,156

〈표 4-7〉은 균형패널 자료의 기술통계량이다. 비정규직 활용 여부를 보면 72.2%의 사업체가 비정규직 활용 경험이 있는 것으로 나타나 불균형패널의 경우(70.3%)보다 그 비율이 약간 높았다. 직접고용 비정규직을 한명 이상 활용한 사업체의 비율은 54.7%로 불균형패널의 경우(52.4%)보다 다소 높았고, 간접고용 비정규직을 한 명 이상 활용한 사업체의 비율 역시 37.8%로 불균형패널의 경우(35.9%)보다 약간 높았다. 비정규직 활용비율의 경우, 전체 비정규직 비율은 24.0%로 나타났고, 직접고용 비정

규직 비율은 9.1%, 간접고용 비정규직 비율은 11.0%로 나타나 전반적으로 불균형패널 표본에 비해 1%가량 높았다.²⁶⁾

한편 노조조직률은 26.2%로 불균형패널 표본의 23.1%에 비해 3% 이상 높았다. 간단히 말해 균형패널 표본은 불균형패널 표본에 비해 종속변수인 비정규직 비율은 1%가량 높고 독립변수인 노조조직률은 3%가량 높았다.

산업비중은 불균형패널과 비교하여 크게 다르지 않았고, 평균 사업체 규모는 483명으로 442명인 불균형패널 표본보다 약 9.3% 더 컸다. 사업체 연령도 24.8년으로 불균형패널 표본(23.5년)보다 약 1.3년 더 오래된 것으로 나타났다. 기능적 유연성 지수 평균 값 역시 1.96으로 나타나 1.89를 기록한 불균형패널 자료보다 조금 더 높았다. 1인당 당기순이익의 평균 값은 7,031만 원으로 7,161만 원인 불균형패널 표본보다 조금 낮았고, 1인당 인건비의 평균 값은 4,673만 원으로 불균형패널 표본의 4,597만 원보다 76만 원 더 컸다.

전반적으로 보아 불균형패널보다는 규모도 크고 역사도 조금 더 오래 되고 인건비도 더 높았지만 특별히 수익성이 뛰어나다던가 하는 특징은 발견되지 않는다고 할 수 있다.

<표 4-8>은 균형패널 표본을 활용하여 노조조직률과 비정규직 활용 여부 간의 관계를 패널프라빗 모형으로 추정한 결과다. 추정결과는 앞서 불균형패널 자료의 분석과 크게 다르지 않았다.

비정규직 전체 활용 여부, 직접고용 비정규직 활용 여부, 간접고용 비정규직 활용 여부 모두의 경우에 있어 노조조직률과는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 역U자형 관계가 발견되었다. 한계효과를 미분하여 계산한 값에 따르면 각각의 경우에 노조조직률이 38.4%, 37.0%, 48.3%를 초과하게 되면 비정규직 활용을 하지 않게 된다. 그러나 패널프라빗 확률효과 모형은 내생성을 통제한 모형이 아니므로 이러한 결과는 사업체의 관측되지 않은 특성이 반영된 결과일 수 있다. 즉 만약 내생성이 존재한다면

26) 분모인 전체 고용인원에는 직접고용 비정규직만 포함되고, 간접고용 비정규직은 배제되므로 불균형패널 자료의 경우와 마찬가지로 직접고용 비정규직 활용비율과 간접고용 비정규직 활용비율의 합은 전체 비정규직 활용비율과 같지 않다.

〈표 4-8〉 노조가 비정규직 활용에 미친 영향II (패널프라빗 확률효과 모형)

변수	전체 비정규직 활용여부	직접고용 비정규직 활용여부	간접고용 비정규직 활용여부
	계수	계수	계수
노조조직률	2.383***	2.933***	2.000***
노조조직률 제공	-3.118***	-3.964***	-2.099***
경공업(더미)	-0.121	0.058	0.038
화학공업(더미)	0.151	0.283	0.118
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-0.489**	-0.481**	0.048
건설업(더미)	-0.341	0.873***	-0.838***
개인서비스업(더미)	0.056	1.070***	0.387**
유통서비스업(더미)	-0.249	0.894***	-0.743***
사업서비스업(더미)	-0.108	0.864***	-0.145
사회서비스업(더미)	0.341*	1.114***	0.322*
기타산업(더미)	-0.031	1.104***	0.010
로그사업체 규모	0.460***	0.537***	0.309***
사업체연령	-0.001	0.003	0.002
기능적 유연화 지수	0.060**	0.057*	0.074**
로그인당 당기순이익	0.053**	0.021	0.154***
로그인당 인건비	0.230**	0.226**	0.222**
2007년 더미	-0.318***	-0.306***	-0.268***
2009년 더미	-0.394***	-0.375***	-0.307***
2011년 더미	-0.244**	-0.188**	-0.199**
상수항	-2.346***	-4.062***	-3.445***
rho	0.492***	0.523***	0.456
Log likelihood	-1287.034	-1402.427	-1407.342
LR-test	0.000	0.000	0.000
관측치	2,644		

주: 1) 상수항과 rho, Log likelihood, LR-test의 값은 프라빗계수 모형의 값임.

2) *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

일치추정량이 아닐 수도 있다는 것이다.

〈표 4-9〉는 균형패널 표본을 활용하여 비정규직 전체의 활용비율과 노조조직률 간의 관계를 패널회귀 추정된 결과다. 하우스만 테스트는 고

〈표 4-9〉 노조가 비정규직 전체의 고용 비율에 미친 영향II (패널회귀모형)

변수	고정효과	확률효과
	계수	계수
노조조직률	-0.390	0.343**
노조조직률 제공	0.517	-0.448**
경공업(더미)	-	0.016
화학공업(더미)	0.059	0.004
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-	-0.094**
건설업(더미)	-	0.087
개인서비스업(더미)	0.004	0.391***
유통서비스업(더미)	-	0.019
사업서비스업(더미)	0.224	0.058
사회서비스업(더미)	-	0.061
기타산업(더미)	-	-0.120
로그사업체 규모	0.018	0.028***
사업체연령	-0.047	-0.002***
기능적 유연화 지수	0.024**	0.026***
로그인당 당기순이익	-0.015	0.023***
로그인당 인건비	-0.056	-0.051*
2007년 더미	0.074	-0.034
2009년 더미	0.157	-0.040
2011년 더미	0.303	0.011
상수항	1.347	0.188*
R ²	within = 0.0098 between= 0.0055 overall = 0.0044	within = 0.0019 between= 0.1485 overall = 0.0851
관측치	2,644	
하우스만 테스트	$\chi^2=0.0005$	

주: *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

정효과 모형을 지지하고 있는데 독립변수인 노조조직률과 그 제공량의 계수값은 통계적으로 유의하지 않았다. 다른 많은 설명변수들의 경우에도 대부분 통계적으로 유의하지 않았다.

노조조직률과 직접고용 비정규직 활용비율 간의 관계를 패널회귀 추정

한 <표 4-10>의 경우, 계수값의 부호만 보면 노조조직률과 직접고용 비정규직 활용비율 간에 역U자형의 관계가 발견되지만 노조조직률 계수가 통계적으로 유의하지 않아 단정적인 결론을 내리기 어렵다(하우스만 테스트 결과는 고정효과 지지).

균형패널 자료를 활용해 간접고용 비정규직과 노조조직률 간의 관계를 추정한 결과가 <표 4-11>에 나타나 있다. 하우스만 테스트는 마찬가지로 고정효과를 지지하고 있는데, 사업체의 미관측 이질성을 통제한 결과, 노

<표 4-10> 노조가 직접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향II(패널회귀모형)

변수	고정효과	확률효과
	계수	계수
노조조직률	0.122	0.146 ^{***}
노조조직률 제곱	-0.220 ^{**}	-0.276 ^{***}
경공업(더미)	-	0.033 [*]
화학공업(더미)	0.011	0.001
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-	-0.030
건설업(더미)	-	0.184 ^{***}
개인서비스업(더미)	-0.033	0.127 ^{***}
유통서비스업(더미)	-	0.066 ^{***}
사업서비스업(더미)	0.157	0.106 ^{***}
사회서비스업(더미)	-	0.086 ^{***}
기타산업(더미)	-	0.059 [*]
로그사업체 규모	0.091 ^{***}	0.036 ^{***}
사업체연령	0.021	-0.001 ^{***}
기능적 유연화 지수	0.002	0.002
로그인당 당기순이익	-0.001	-0.004 [*]
로그인당 인건비	0.008	-0.020 ^{**}
2007년 더미	-0.063	-0.016 ^{**}
2009년 더미	-0.111	-0.018 ^{**}
2011년 더미	-0.138	0.004
상수항	-0.889	-0.029
R ²	within = 0.0856 between = 0.0000 overall = 0.0001	within = 0.0557 between = 0.2316 overall = 0.1786
관측치	2,644	
하우스만 테스트	$\chi^2=0.000$	

주 : *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

조조직률은 간접고용 비정규직의 활용비율과 U자형의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이는 앞서 불균형패널 표본의 분석과 동일한 것으로 노조조직률이 특정 지점(이 경우 노조조직률 35.3%)에 이를 때까지는 간접고용

비정규직 활용이 억제되다가 그 지점을 초과해서는 오히려 간접고용 비정규직의 활용비율이 증가한다는 것이다. 이러한 분석결과는 강한 교섭력을 가진 노동조합의 경우 조합원 일자리에 대한 일종의 완충막(buffer)을 설정하거나 혹은 위협하거나 더럽거나 어려운 소위 3D 기피

<표 4-11> 노조가 간접고용 비정규직의 고용 비율에 미친 영향II(패널회귀모형)

변수	고정효과	확률효과
	계수	계수
노조조직률	-0.423*	0.028
노조조직률 제곱	0.598**	0.013
경공업(더미)	-	-0.025
화학공업(더미)	0.035	-0.019
전기, 전자, 정밀공업(더미)	-	-0.044
건설업(더미)	-	-0.081*
개인서비스업(더미)	0.024	0.243***
유통서비스업(더미)	-	-0.029
사업서비스업(더미)	0.053	-0.054*
사회서비스업(더미)	-	-0.038
기타산업(더미)	-	-0.128**
로그사업체 규모	-0.048**	0.007
사업체연령	-0.048	-0.001
기능적 유연화 지수	0.013*	0.016**
로그인당 당기순이익	-0.008	0.023***
로그인당 인건비	-0.028	-0.006
2007년 더미	0.080	-0.027
2009년 더미	0.173	-0.031
2011년 더미	0.286	-0.019
상수항	1.500	0.039
R ²	within = 0.0117	within = 0.0004
	between= 0.0002	between= 0.1368
	overall = 0.0003	overall = 0.0794
관측치	2,644	
하우스만 테스트	$\chi^2=0.001$	

주: *는 10%, **는 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

직무를 외부화하는 과정에서 간접고용 비정규직의 활용을 사실상 방조한 행태가 반영된 것이 아닌가 하는 의구심을 제기해 준다.

다른 설명변수들의 경우 통계적 유의도가 떨어지는데 다른 고용형태의 추정결과에서와는 달리 사업체 규모와 간접고용 비정규직 활용 간에 부(-)의 관계가 발견되었다. 이는 불균형패널 자료를 활용한 경우(표 4- 6)에도 마찬가지였다.

제4절 소결 및 함의

본 장은 WPS 1~4차년도 자료를 불균형패널 표본 및 균형패널 표본으로 구축한 자료를 활용하여 노조조직률과 비정규 고용 간의 관계를 패널 분석하였다.

불균형패널 표본을 활용한 결과와 균형패널 표본을 활용한 결과는 거의 대동소이했다. 우선 비정규직 활용 여부를 종속변수로 하는 패널프라빗 확률효과 모형을 통해 노조조직률과 비정규직 활용 여부 간의 관계를 살펴본 결과, 노조조직률은 비정규직 활용 여부, 직접고용 비정규직 활용 여부, 간접고용 비정규직 활용 여부 모두와 통계적으로 유의한 뚜렷한 역 U자형 관계를 나타냈다. 즉 노조조직률이 낮거나 매우 높은 경우에는 비정규직 활용을 하지 않는다는 것이다. 그 밖에도 사업체 규모, 기능적 유연성 수준, 인건비 수준 등은 비정규직 활용확률과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 보였고, 2005년 대비 2007년, 2009년, 2011년의 비정규직 활용확률은 통계적 유의한 부(-)의 결과를 보고하고 있다.

사업체의 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제하기 위해서는 패널고정효과 모형을 활용하는 것이 바람직하며, 비정규직 고용비율과 노조조직률 간의 관계에 대한 패널분석 추정치에 대한 하우스만 테스트 결과 역시 고정효과를 지지하고 있다. 그러나 고정효과 모형에서 노조조직률과 전체 비정규직의 활용비율, 그리고 직접고용 비정규직의 활용비율 간에는 통계적 유의도가 낮아 단정적인 결론을 내리기 어렵다.

다만 고정효과 모형으로 추정한 노조조직률과 간접고용 비정규직 활용 비율 사이에는 통계적으로 유의한 결과가 도출되었는데 흥미롭게도 두 변수 간에는 U자형 비선형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 즉 노조조직률이 일정 수준이 될 때까지는 노조조직률이 상승하면서 간접고용 비정규직의 활용비율도 감소하나 특정 수준(불균형패널 표본에서는 35.0%, 균형패널 모형에서는 35.3%)을 넘어서면서는 오히려 노조조직률이 상승할수록 간접고용 비정규직의 활용이 증가한다는 것이다. 본 표본에는 무노조사업체가 포함되어 있다는 사실을 감안하면 실제 변곡점의 노조조직률은 다소 높아질 것으로 예상된다.

이는 노조조직률이 어느 수준까지는 경영 측에서 간접고용 비정규직을 활용할 유인을 느끼지 못하지만 노조조직률이 어느 수준을 넘어선 지점부터는 노조의 교섭력 약화를 위해 보다 적극적으로 간접고용 비정규직을 활용하였을 가능성, 그리고 노동조합은 자신들 일자리 보호의 완충막(buffer) 설정이나 3D 직무의 외부화 과정에서 이러한 간접고용 비정규직의 활용을 묵인했을 가능성이 병존한다. 강한 교섭력을 소유한 기업 단위 노조가 있는 사업체에는 거의 예외 없이 적지 않은 규모의 파견이나 사내 하청 같은 간접고용 비정규직이 존재한다는 사실은 본 분석결과와도 일견 부합되는 현실이라 하겠다.

물론 비정규직 채용의 주체는 노동조합이 아니라 기업이라는 측면에서 비정규직 고용증가의 모든 책임이 노동조합에게 주어지는 것은 부당한 측면이 있다. 그러나 다른 가능한 모든 조건을 통제했을 때, 강한 교섭력을 가지고 있는 노동조합이 있는 사업체에서 오히려 간접고용 비정규직의 비율이 더 높다는 사실은 앞으로 노동조합이 간접고용 비정규직의 남용을 막고, 상시적인 직무는 직접고용 혹은 상시고용으로 전환하고자 하는 노력을 노동조합운동의 의제로 상정할 필요가 있다는 정책적 과제를 제기해 준다.

제5장 결론

제1절 연구 결과 요약

본 보고서는 한국의 노동시장에서 가장 뜨거운 쟁점이라 할 수 있는 비정규직과 노동조합의 문제를 연결시켜, 비정규직과 정규직의 노동조합 가입결정 요인 및 그 격차, 조합원으로 가입한 정규직 및 비정규직 노동자들의 임금프리미엄 비교, 그리고 노동조합이 비정규직 고용에 미치는 영향을 분석함으로써 노동조합과 비정규 고용 간의 관계에 관한 총체적이고 구조적인 분석을 시도하였다.

본 연구에서 밝혀진 주요 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 제2장에서는 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」와 통계청의 「경제활동인구 부가조사」 2012년도 최신 자료를 활용하여 고용형태별 노동조합 가입 결정요인과 격차에 대한 분해를 시행하였다.

전체 표본에 대한 프라빗 분석 결과 비정규직인 경우 노동조합 가입확률이 유의하게 낮아짐을 발견하였고, 이렇듯 고용형태의 선택과 노조가입 선택 간에는 체계적인 관련이 있을 것으로 판단되어 선택편의를 고려한 프라빗 모형으로 정규직과 비정규직의 노조가입 결정요인을 분석하였다. 그 결과 경제활동인구 부가조사 자료의 비정규직 표본을 제외한 나머지 모든 표본에서 선택편의가 존재함을 확인하였다. 또한 노동조합의 가입에

는 일자리 속성과 관련된 노동수요 측 요인이 인적 속성을 비롯한 노동공급 측 요인보다 훨씬 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 두 조사 모두에서 발견되고 있어 추정결과의 강건성(robustness) 또한 확인할 수 있었다.

또한 비선형 오하카 분해 모형으로 정규직과 비정규직의 노조가입 격차의 차이를 분해한 결과 비정규직에 비해 높은 정규직의 노조가입 성향 중 약 27.7~49.5%만 양 집단 간의 속성 차이로 설명이 가능했다. 또한 이러한 설명가능한 특성효과를 다시 노동공급 측 요인과 노동수요 측 요인으로 나누어 그 비중을 살펴본 결과, 노동수요 측 요인의 크기가 전체 특성효과 중 80.7~86.9%에 달하고 있음을 확인할 수 있었다.

제3장에서는 제2장과 동일한 자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 노동조합 임금효과를 추정하였는데, 우선 임금근로자 전체 표본의 OLS 추정결과 노동시장 내에서 가장 우월한 지위를 가질 것으로 예상되는 정규직 조합원의 임금효과 계수 값이 정규직 비조합원, 비정규직 조합원, 비정규직 비조합원과 비교했을 때 가장 높게 나타났다.

다음으로 정규직과 비정규직의 표본을 나누어 각각의 노조 임금효과를 OLS 추정한 결과 정규직의 노조 임금효과는 5.4%(고용형태별 근로실태조사)와 7.0%(경제활동인구 부가조사), 비정규직의 노조 임금효과는 10.7%(경제활동인구 부가조사)로 나타났고, 고용형태별 근로실태조사 비정규직 표본의 노조 임금효과는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 나타냈다.

이때 노동조합의 가입과 노동자들의 생산적 특성 사이에 체계적 연관, 즉 선택편의가 있을 수 있음을 감안하여 비모수적 방법으로 선택편의를 고려한 PSM 추정을 시행한 결과, 대부분의 매칭 결과에서 평균 처리효과, 즉 노조 임금효과의 추정 값이 OLS 추정결과보다 높게 나타났다. 또한 모든 경우에 있어 비정규직의 노조 임금효과가 정규직보다 큰 것으로 나타났다. 이상의 결과는 노동조합 가입에는 일정한 부(-)의 선택편의가 있음을 암시하는 것이며, 비정규직의 경우에도 정규직 못지않은 노조가입의 인센티브가 존재함을 의미한다.

제4장에서는 WPS 1~4차년도 자료를 불균형패널 및 균형패널 표본으

로 구축하여, 노조조직률과 비정규 고용 간의 관계를 패널 분석하였다.

분석결과, 사업체의 미관측 이질성을 고려하지 않은 패널프라빗 확률 효과에서는 Uzzi & Barsness(1998)의 연구와 마찬가지로 노조조직률과 비정규직 활용 여부 간에 통계적으로 유의한 뚜렷한 역U자형 비선형관계를 확인할 수 있었다. 즉 노조조직률이 매우 낮거나 매우 높은 경우 오히려 비정규직 활용확률이 떨어지는 것으로 나타났다.

반면 사업체의 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제하기 위한 고정효과 모형을 활용한 결과, 전체 비정규직 활용비율과 직접고용 비정규직 활용비율 간에는 통계적으로 유의한 결과를 발견하기 어려웠다. 그러나 간접고용 비정규직 활용비율과 노조조직률 간의 관계는 역U자가 아닌 U자형 비선형관계가 발견되었다. 즉 한계효과를 계산했을 때, 무노조사업체까지 포함한 표본에서 약 35% 정도의 노조조직률을 웃돌게 되면 오히려 간접고용 비정규직의 활용이 증가하는 U자형 비선형관계가 존재한다는 것이다. 이는 노조조직률이 매우 낮거나 매우 높은 경우에 오히려 간접고용비정규직을 많이 사용하고 있다는 의미로 해석가능하다.

제2절 연구의 함의와 한계

비정규직과 정규직의 노조가입 성향에는 큰 차이가 존재하고, 두 부분 모두 노동수요 측 요인이 미치는 영향이 크다는 사실, 그리고 고용형태별 노조 가입격차를 분해한 결과, 양 부분의 속성 차이로 설명가능한 부분은 적은 편이고, 이마저 노동수요 측 요인이 대부분을 차지한다는 사실은 결국 정규직과 비정규직 간의 노조 가입성향의 차이는 개인적인 특성의 차이에 의한 것이 아니라 노동조합을 포함하는 노동시장 전체의 구조에 의한 것임을 의미한다. 즉 기업 단위로 조직되고 교섭하는 한국 노동시장 및 노사관계의 제도적 구조가 반영된 결과라는 것이다.

결국 이러한 조건에서 상대적으로 낮은 비정규직의 노조가입률을 높이는 것은 개별 노동자의 태도 변화나 노력이 아니라 규모·산업·직종·

근속과 같은 일자리 속성과 관련된 노동수요 측 요인의 구조적 변화가 필요함을 의미한다. 이때 개별 노동자가 노조조직화가 잘 되어 있는 산업이나 직종으로 이동하는 것만으로 이러한 격차를 해소한다는 것은 당연히 해결책이 될 수 없을 것이다. 단기적으로 노동수요 측 요인의 구조적 변화가 쉽지 않다는 측면에서 이는 결국 노조조직화의 확률이 낮은 영세한 규모·산업·직종에 대해서도 충분한 노동조합의 공급이 이루어져야 한다는 정책적 과제를 제기해 준다 하겠다.

동시에 비정규직의 노조가입에 따른 임금프리미엄의 비율이 오히려 정규직보다 더 크다는 제3장의 분석결과는 비록 그 비율은 2.9%(경제활동인구 부가조사 2012년 자료)에 불과하지만 노조에 가입하고 있는 비정규직의 경우, 이미 적지 않은 수준의 임금프리미엄을 누리고 있음을 보여준다. 노동조합 가입의 선택편의를 교정한 결과로 파악하면, 비정규직 조합원이 누리는 실질적인 임금프리미엄의 크기는 훨씬 크다고 볼 수 있다. 이는 거꾸로 말하면 노동조합 가입의 경제적 인센티브는 이미 실존하고 있음을 뜻한다. 이를 제2장의 분석결과와 연동하여 해석하면, 만약 비정규직의 노조가입을 제약하고 있는 여러 가지 조건들이 개선되고 노동조합 공급이 늘어난다면, 비정규직 노동자들을 중심으로 노조조직률이 비약적으로 높아질 잠재적 가능성이 존재하고 있음을 암시한다.

그러나 당연하게도 비정규직 노동자에게 노조가입의 경제적 인센티브가 충분하다고 하여 그것이 즉각적이고 실질적인 노동조합 가입으로 연결되지는 않는다. 그 주요 원인은 무엇보다도 노동조합의 공급이 부족하기 때문일 것이다. 비정규직 노동자의 경우, 노동조합 가입에 대한 높은 수요가 존재하지만 노조 공급에 있어서의 제약으로 인한 노동조합 수급 불일치가 발생하고 있음을 지적한 연구들이 있다.²⁷⁾ 물론 이를 위해서는 일차적으로 현행 기업별 노동조합 체계하에서 기존 노동조합들이 비정규직 노동자들을 조합원으로 포섭하려는 노력들이 선행되어야 한다.²⁸⁾ 장

27) 윤진호(2005), 이시균·김정우(2007), 김유선(2008b) 등 참조.

28) 진숙경·김동원(2007)에 따르면 정규직 위주의 노동조합이 문호를 개방하여 비정규직 노동자들을 조합원으로 포섭하는 경우 가장 좋은 조직 성과를 낳는 것으로 나타났다.

기적으로는 기업 단위를 넘어서는 업종 혹은 지역에 기초한 보다 폭 넓은 조직화 방안이 모색되어야 한다. 물론 비정규직 노동자를 대상으로 보다 효율적인 노동조합 조직화가 이루어지기 위해서는 교섭구조 자체의 초기 업화 노력이 병행되어야 할 것이다.

노조조직률과 비정규직 활용 여부 및 고용비율 간의 비선형관계를 발견한 제4장의 분석결과는 적지않은 시사점을 제공한다.

우선 노조조직률과 비정규직 활용 여부 간에 뚜렷한 역U자형 관계가 발견된 것은 우리나라의 경우에도 Uzzi & Barsness(1998)가 언급한 바와 같은 노조 교섭력과 비정규직 활용 간의 비선형관계가 존재함을 의미한다. 즉 만약 사업체의 미관측 이질성에 의한 내생성이 없다면, 노조교섭력의 강약에 따른 비정규직 활용에 대한 규제효과가 충분히 존재하고 있음을 암시한다는 것이다.

또한 패널 고정효과 모형으로 미관측 이질성을 통제한 후에도 노조조직률과 간접고용 비정규직 고용비율이 통계적으로 유의한 U자형 관계를 갖는다는 제4장의 발견은 노동조합(운동)과 관련하여 적지않은 정책적 함의를 제공해 준다. 노조조직률이 무노조사업체까지 포함된 표본에서 35%가 될 때까지는 — 즉 유노조사업체만을 기준으로 보면 이보다는 훨씬 높은 수준의 조직률이 될 때까지는 — 간접고용 비정규직의 활용비율이 줄어들다가 그 수준을 넘어서부터는 오히려 간접고용 비정규직 활용이 늘어난다는 분석결과는 노조조직률이 높은 강한 교섭력을 가진 노동조합부터 간접고용 비정규직의 무분별한 남용을 제어하려는 노력에 돌입해야 함을 시사한다.

물론 채용의 권한을 가지고 있는 것은 노조가 아니며, 그런 의미에서 간접고용 비정규직 증가에 대한 책임을 노동조합에만 묻는 것은 올바른 태도가 아니다. 그러나 강한 교섭력을 가진 노조는 혹시 스스로 고용보호의 완충막(buffer)을 설정하기 위해, 또는 힘들고 어렵고 더러운 3D직무를 하지 않기 위해 외부화하는 과정에서 간접고용 비정규직의 활용을 묵인하지는 않았는지 되돌아볼 필요가 있다. 일부 간접고용 비정규직 직무의 불법성 논란이 지속되고 있는 작금에 노동조합은 앞으로라도 과도한 간접고용 비정규직 활용을 보다 적극적으로 제어하고, 현재의 간접고용

비정규직 일자리를 최소한 직접고용으로 전환하려는 노력을 정책 의제로 설정할 필요가 있다.

본 연구는 고용형태별 노조가입 결정요인과 고용형태별 노조 임금효과 그리고 노조가 사업체에서 비정규직 고용에 미친 영향에 대해 실증적으로 분석해 봄으로써 한국의 노동시장에서 노동조합이라는 제도가 수행하는 기능과 역할에 대한 이해를 추구하였다. 그러나 너무 개별 장의 분석에 치중하다 보니 각 장별 연구 내용을 보다 유기적으로 결합하여, 노동조합과 비정규 고용 사이의 큰 그림과 특히 구조적 관련성을 입증하는 데에는 실패했다고 판단된다. 또한 본 연구에서 담고 있는 내용이 주로 노동조합의 가입, 교섭, 정책 등과 관련된 노사관계론 영역의 이슈들이지만 실제 현실에서 이러한 부분이 어떻게 작동되고 있는지에 대해 현장감 있는 분석과 판단을 제공해 주고 있지는 못하다. 이는 사례분석 등을 통해 채워져야 할 지점이다.

또한 제2장과 제3장의 내용은 최신 자료를 사용하고 있지만, 횡단면 자료에 입각한 횡단면 분석에 그치고 있어 시계열적 변화를 반영하고 있지 못하다. 추후 거시자료를 활용해서 한국 사회에서 고용형태별 노조가입 및 노조 임금효과와 관련한 구조적 변화가 어떤 양상으로 이루어지고 있는지 검증해 볼 필요가 있다. 이상의 본 연구의 한계는 추후 후속 연구의 과제로 삼고자 한다.

참고문헌

- 강창희(2003), 「노동조합 임금효과의 재고찰: 개인의 직장내 직위를 고려하여」, 『제4회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원, pp.1~22.
- 곽상신(2012), 「한국 노동조합 조직률의 신뢰도와 타당도 분석」, 『산업노동연구』 18(2), 산업노동학회, pp.33~59.
- 고용노동부(2013), 『2012년 전국노동조합 조직현황』.
- 김동배·김주일(2002), 「비정규직 활용의 영향요인」, 『노동정책연구』 2(4), pp.17~38.
- 김동배·김주일·배규식·김정우(2004), 『고용유연화와 인적자원관리 과제』, 한국노동연구원, pp.15~75.
- 김동배·이인재(2004), 「기업의 인사관리 전략과 비정규직 활용」, 『제2회 사업체패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, pp.103~115.
- 김미란·김민경(2008), 「노동조합의 임금효과 추정 - 제조업 생산직 남성 근로자를 중심으로」, 『제2회 인적자본기업패널 학술대회 자료집』, 한국직업능력개발원.
- 김선애·김진영(2011), 「데이터 매칭을 이용한 비정규직의 임금격차 분석」, 『노동경제논집』 34(2), 한국노동경제학회, pp.53~77.
- 김수현(2009), 「노조조직률에 영향을 미치는 공급측면 요인분석: 사업체패널을 이용한 사업장 단위 분석」, 『노동연구』 17, 고려대학교 노동문제연구소, pp.75~114.
- 김용민·박기성(2006), 「정규-비정규근로 임금격차」, 『노동경제논집』 29(3), 한국노동경제학회, pp.25~48.
- 김우영·최영섭(1996), 「노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?」, 『노동경제논집』 19(1), 한국노동경제학회, pp.29~52.
- 김유선(2001), 「비정규직 규모와 실태」, 『노동사회』 55, 한국노동사회연

- 구소, pp.72~87.
- _____ (2002), 「노조가입 결정요인」, 『노동경제논집』 25(1), 한국노동경제학회, pp.23~45.
- _____ (2003), 「기업의 비정규직 사용 결정요인」, 『노동정책연구』 3(3), 한국노동연구원, pp.27~47.
- _____ (2008a), 『한국의 노동조합 조직연구』, 한국노동연구원.
- _____ (2008b), 「노조수요 추정과 노조가입의사 결정요인」, 『고용과 직업연구』 2(1), 한국고용정보원, pp.29~50.
- _____ (2009), 「한국 노동시장의 임금결정요인: OLS 회귀분석과 분위회귀분석」, 『산업관계연구』 19(2), 한국노사관계학회, pp.1~25.
- 김윤호(2007), 「비정규직 고용에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 합리성 가설과 비합리성 가설의 검증」, 『노동정책연구』 7(4), 한국노동연구원, pp.111~142.
- 김장호(1991), 「노동조합의 임금효과: 우리나라 제조업부문에서의 노동조합 유무별 임금결정 메카니즘의 차이」, 『경제학연구』39(1), 한국경제학회, pp.21~44.
- _____ (2008), 「노동조합 임금효과의 변화: 1988-2007」, 『노동경제논집』 31(3), 한국노동경제학회, pp.75~105.
- 김정우(2005), 「노동조합 조직률의 현황과 추세」, 『노동리뷰』 2월호, 한국노동연구원, pp.50~59.
- _____ (2013), 「정규직근로자와 기간제근로자의 노동조합 임금격차 분해」, 『응용경제』 15(3), 한국응용경제학회, pp.73~98.
- 김황조·성백남·최강식(2004), 「한국의 노동조합 임금효과: 1987-2001」, 『한국경제학보』 11(1), 연세대학교 경제연구소, pp.21~45.
- 김호원·김두중(2007), 「비정규직의 노조가입 방식에 대한 정규직의 인식차이에 관한 실증적 연구」, 『사회과학논총』 9, 숭실대학교 사회과학연구원, pp.101~124.
- 김호원·이종구·김두중(2006), 「비정규직 노동자의 조직화 방안에 관한 탐색적 연구」, 『노동정책연구』6(1), 한국노동연구원, pp.75~109.
- 나인강(2008), 「여성 근로자의 낮은 노동조합 조직률에 관한 연구」, 『인

- 적자원관리연구』 15(2), 한국인적자원관리학회, pp.121~142.
- 남재량(2007), 「비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구: 패널 자료를 사용한 분석」, 『노동경제논집』 30(2), 한국노동경제학회, pp.1~31.
- 남재량·김태기(2000), 「비정규직, 가교인가 함정인가?」, 『노동경제논집』 23(2), 한국노동경제학회, pp.81~106.
- 남재량·박기성(2010), 「비정규직법의 고용효과 연구」, 『노동정책연구』 10(4), 한국노동연구원, pp.65~99.
- 노용진(2007), 「비정규 고용 비율의 결정요인에 관한 연구: 편익과 비용의 균형적 관점」, 『산업관계연구』 17(2), 한국노사관계학회, pp.201~126.
- _____ (2011), 「2000년대 중반 노동조합의 임금교섭 성과 분석: 2005년과 2007년을 중심으로」, 『노동정책연구』 11(1), 한국노동연구원, pp.103~130.
- 노용진·원인성(2003), 「내부노동시장의 성격과 비정규직 고용의 비율」, 『노동정책연구』 3(2), 한국노동연구원, pp.47~67.
- 노용진·박우성(2007), 「근로자의 의사결정참여와 노조 가입의사」, 『산업관계연구』 17(1), 한국노사관계학회, pp.63~90.
- 류기철(2001), 「취업형태의 지속성에 관한 연구」, 『노동경제논집』 24(1), 한국노동경제학회, pp.207~230.
- 류재우(2005), 「노동조합의 임금과 고용효과」, 『노동경제논집』 28(1), 한국노동경제학회, pp.105~133.
- _____ (2007), 「노동조합과 임금구조」, 『노동경제논집』 30(1), 한국노동경제학회, pp.31~53.
- 박우성·박재용(2005), 「비정규직의 활용과 노동조합의 역할: 실증분석과 시사점」, 『산업관계연구』 15(1), 한국노사관계학회, pp.23~41.
- 성재민(2009), 『한국의 임금불평등에 관한 연구』, 고려대학교 대학원 경제학과 박사학위논문.
- 송일호·남승용(2004), 「우리나라 노동조합의 임금효과에 대한 실증분석」, 『창업정보학회지』 7(4), 한국창업정보학회, pp.265~286.

- 신은중·문현주(2006), 「비정규노동의 유형별 임금격차에 관한 분석: 노동조합 조직 유무 및 시기에 따른 변화를 중심으로」, 『2006년도 춘계학술연구발표회 발표논문집』, 한국인사·조직학회.
- 유경준 외(2009), 『비정규직 문제 종합연구』, 한국개발연구원.
- 유경준·강창희(2013), 「2007년 비정규직법의 고용효과 분석」, 『노동경제논집』 36(2), 한국노동경제학회, pp.67~94.
- 윤진호(2005), 「노동조합 존재확률의 결정요인과 대표권의 겹」, 『사회경제평론』 24, 한국사회경제학회, pp.139~176.
- 윤진호·김정우(2011), 「정규직근로자와 기간제근로자의 노조 임금프리미엄 비교연구」, 『경상논집』 25(1), 인하대학교 산업경제연구소, pp.1~28.
- 안주엽(2001), 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」, 『노동경제논집』 24(1), 한국노동경제학회, pp.67~96.
- 이시균(2008), 「노동조합이 비정규노동의 고용에 미치는 효과」, 『산업관계연구』 18(1), 한국노사관계학회, pp.1~27.
- 이시균·김정우(2005), 「비정규직의 노동조합가입 결정요인 분석」, 『노동리뷰』 10월호, 한국노동연구원, pp.71~80.
- _____ (2007), 「노동조합 가입성향 결정요인과 대표권의 겹」, 『사회경제평론』 29(3), 한국사회경제학회, pp.93~132.
- 이시균·윤진호(2007), 「비정규직은 정규직으로 전환할 수 있는가?」, 『경제발전연구』 13(2), 한국경제발전학회, pp.81~107.
- 이병훈·김동배(2003), 「비정규인력 활용의 노조효과에 관한 탐색적 연구」, 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, pp.47~66.
- 이병훈·홍석범(2010), 「기업의 비정규인력 활용에 대한 노동조합 효과」, 『동향과 전망』 80, 한국사회과학연구회, pp.217~251.
- 이병희(2009), 「비정규직법 시행 1년의 고용효과 기간제 사용기간 제한 규정의 고용효과를 중심으로」, 『산업노동연구』 15(1), 한국산업노동학회, pp.1~27.
- 이영면·나인강(2000), 「노동조합가입 결정요인에 관한 연구」, 『경제경영

- 연구』 24(1), 동국대학교 경제경영연구소, pp.69~101.
- 이용수(2009), 「비정규직 고용 결정의 조직특성에 관한 연구」, 『한국사회학』 43(1), 한국사회학회, pp.130~164.
- 이인재·김태기(2009), 「정규직과 비정규직의 임금격차: 노동조합과 기업규모의 영향을 중심으로」, 『노동경제논집』 32(3), 한국노동경제학회, pp.1~26.
- 이인재(2011), 「정규직과 비정규직의 임금격차: 사업체-근로자 연결패널을 이용한 추정」, 『노동경제논집』 34(3), 한국노동경제학회, pp.119~139.
- 이택면(2005), 「비정규 고용의 결정요인에 관한 경제사회학적 분석: 거래비용이론의 적용과 실증」, 『한국사회학』 39(4), 한국사회학회, pp.40~69.
- 이효수(2002), 「노동시장 환경변화와 노동시장 구조변동」, 『경제학연구』 50(1), 한국경제학회, pp.243~274.
- 장신철(2012), 『비정규직 범위와 규모에 대한 새로운 고찰』, 『산업관계연구』 22(1), 한국고용노사관계학회, pp.55~77.
- 장지연·한준(2000), 『정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력과 생애과정』, 『노동경제논집』 23, 한국노동경제학회, pp.33~53.
- 장지연·양수경·이택면·은수미(2008), 『고용유연화와 비정규고용』, 한국노동연구원.
- 정동섭(2008), 「비정규직 고용의 결정요인이 고용성장에 미치는 영향에 관한 연구」, 『인적자원관리연구』 15(4), 한국인적자원관리학회, pp.187~206.
- 정이환(2003), 「비정규노동의 개념 정의 및 규모 추정에 대한 하나의 접근」, 『산업노동연구』 9(1), 한국산업노동학회, pp.71~105.
- _____ (2007), 「기업규모인가 고용형태인가: 노동시장 불평등의 요인 분석」, 『경제와 사회』 73, 비판사회학회, pp.332~355.
- 정홍준(2012), 「고용형태에 따른 비정규노동자의 노조가입에 관한 탐색적 실증연구」, 『노동연구』 23, 고려대학교 노동문제연구소, pp.117~140.

- 조동훈(2008a), 「노동조합의 임금효과 분석」, 『노동리뷰』 1월호, 한국노동연구원, pp.24~34.
- _____ (2008b), 「패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석」, 『노동경제논집』 31(2), 한국노동경제학회, pp.103~128.
- _____ (2010), 「패널자료를 이용한 산업간 임금격차 분석」, 『산업관계연구』 20(4), 한국노사관계학회, pp.153~175.
- 조우현·유경준(1997), 「노동조합 가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과」, 『경제학연구』 45(3), 한국경제학회, pp.99~127.
- 진숙경·김동원(2007), 「비정규직노조의 유형별 실태와 시사점 : 18개 비정규직노조 사례분석」, 『노동정책연구』 7(1), 한국노동연구원, pp.23~71.
- 한국노동연구원(2012a), 『2012 KLI 해외노동통계』.
- 한국노동연구원(2012b), 『2012 KLI 비정규직 노동통계』.
- 홍민기(2010), 「정규-비정규근로의 임금격차 추정에 대한 논의」, 『산업노동연구』 16(2), 한국산업노동학회, pp.141~161.
- 홍석범(2013), 「노동조합 가입의사의 영향요인에 관한 연구: 효용성 및 이념성 간 상호작용 효과에 대한 검토를 중심으로」, 금속노조노동연구원 정책자료실, 금속노조연구원.
- 홍성우(1996), 「한국의 노조 조직률 하락 원인에 관한 연구」, 『산업노동연구』 2(2), 한국산업노동학회, pp.197~224.
- Abow, J. M., and H. S. Farber(1982), “Job Queues and the Union Status of Worker,” *Industrial and Labor Relations Review* 35(3), pp.354~367.
- Ackroyd, S., and S. Procter(1988), “British Manufacturing Organization and Workplace Industrial Relations: Some Attribute of the New Flexible Firm,” *British Journal of Industrial Relations* 36(2), pp.163~183.
- Antos, J. R., M. Chandler, and W. Mellow(1980), “Sex differences in union membership,” *Industrial and Labor Relations Review*

- 33(2), pp.162~169.
- Arulampalam, W., and A. L. Booth(2000), “Union status of young men in Britain: a decade of change,” *Journal of Applied Econometrics* 15(3), pp.289~310.
- Atkinson, J.(1984), “Manpower Strategies for Flexible Organisations,” *Personnel Management*, pp.28~31.
- _____(1987), “Flexibility or Fragmentation? The United Kingdom Labour market in the Eighties,” *Labor and Society* 12(1), pp.87~105.
- Bacon, N., and P. Blyton(2001), “High Involvement Work Systems and Job Insecurity in the International Iron & Steel Industry,” *Canadian Journal of Administrative Science* 18(1), pp.5~16.
- Becker, S. O., and A. Ichino(2002), “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Scores,” *The Stata Journal* 2(4), pp.358~377.
- Blanden, J., and S. Machin(2003), “Cross-Generation Correlations of Union Status for Young People in Britain,” *British Journal of Industrial Relations* 41(3), pp.391~415.
- Booth, A.(1986), “Estimating the Probability of Trade Union Membership: A Study of Men and Women in Britain,” *Economica* 53, pp.41~61.
- Booth, A., and M. Bryan(2004), “The Union Membership Wage-Premium Puzzle: Is There a Free Rider Problem?” *Industrial and Labor Relations Review* 57(3), pp. 402~421.
- Bryson, A.(2002a), “The Union Membership Wage Premium: An Analysis Using Propensity Score Matching,” Center for Economic Performance Discussion Paper No. 530, London School of Economics.
- _____(2002b), “The Size of the Union Membership Wage Premium in Britain’s Private Sector,” Policy Studies Institute Discussion

Paper No. 9, University of Westminster.

- Bryson, A., and R. Gomez(2003), “Segmentation, Switching Costs and the Demand for Unionization in Britain,” CEP Discussion Papers, No. 568, Centre for Economic Performance, London School of Economics.
- Bryson, A., Gomez, R., Gunderson, M., and N. Meltz(2005), “Youth-adult differences in the demand for unionisation: are American, British and Canadian workers all that different?,” *Journal of labor research* 26(1), pp.155~167.
- Budd, J. W., and I. Na(2000), “The Union Membership Wage Premium for Employees Covered by Collective Bargaining Agreements,” *Journal of Labor Economics* 18(4), pp.783~807.
- Cai, L., and C. J. Waddoups(2011), “Union Wage Effect in Australia: Evidence from Panel Data,” *The British Journal of Industrial Relations* 49(S2), pp.279~305.
- Caliendo, M., and S. Kopeinig(2008), “Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching,” *The Journal of Economic Survey* 22(1), pp.31~72.
- Cappelli, P., and D. Newmark(2004), “External Churning and Internal Flexibility: Evidence on the Functional Flexibility and Core-Periphery Hypotheses,” *Industrial Relations* 43(1), pp.148~182.
- Card, D.(1996), “The Effect of Unions on the Structure of Wages: A Longitudinal Analysis,” *Econometrica* 64(4), pp.957~979.
- Chamberlain, G.(1994), “Quantile Regression, Censoring, and the Structure of Wages,” Sims. C. (ed.), *Advances in Econometrics*, pp.171~209, New York: Elsevier.
- Charlwood, A.(2002), “Why do Non-union Employees Want to Unionize? Evidence from Britain,” *British Journal of Industrial Relations* 40(3), pp.463~491.

- Deery, S., and H. D. Cieri(1991), “Determinants of Trade Union Membership in Australia,” *British Journal of Industrial Relations* 29(1), pp.59~73.
- Duncan, G., and D. Leigh(1980), “Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach,” *Industrial and Labor Relations Review* 34(1), pp.24~34.
- Eren, O.(2007), “Measuring the Union - Nonunion Wage Gap Using Propensity Score Matching,” *Industrial Relations* 46(4), pp.766~780.
- Farber, H. S.(1983), “The Determinant of the Union Status of Workers,” *Econometrica* 51(5), pp.1417~1438.
- _____(1990), “The Decline of Unionization in the United States,” *Journal of Labor Economics* 8(1), pp.75~105.
- _____(2001), “Notes on the Economics of Labor Unions,” Working paper, No. 452, Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Sections.
- _____(2005), “Nonunion Wage Rates and the Threat of Unionization,” *Industrial and Labor Relations Review* 58(3), pp.335~352.
- Farber, H. S., and D. H. Saks(1980), “Why Workers Want Union: The Role of Relative Wages and Job Characteristics,” *Journal of Political Economy* 88(2), pp.349~369.
- Farber, H. S., and A. B. Krueger(1992), “Union Membership in the United States: The Decline Continues,” National Bureau of Economic Research Working paper, No. 4216, November.
- Gang, I. N., Kunal Sen, and M. S. Yun(2008), “Poverty in Rural India: Caste and Tribe,” *Review of income and Wealth* 54(1), pp.50~70.
- Gomez, R., and M. Gunderson(2004), “The experience-good model of union membership,” In Wunnava, P. V. (ed.), *The changing role of unions: new forms of representation*. M.E. Sharpe,

pp.92~114.

- Golden, L.(1996), "The Expansion of Temporary Help Employment in the US, 1982~1992: a Test of Alternative Economic Explanations," *Applied Economics* 28, pp.1127~1141.
- Haynes, P., Vowles. J. and P. Boxall(2005), "Explaining the Younger-Older Worker Union Density Gap: Evidence from New Zealand," *British Journal of Industrial Relations* 43(1), pp.93~116.
- Heckman, J.(1990), "Varieties of Selection Bias," *American Economic Review* 80(2), pp.313~318.
- Hernandez, A.(1995), "The Impact of Part-Time Employment on Union Density," *Journal of Labor Research* 16(4), pp.485~491.
- Hirsch, B. T., and J. T. Addison(1986), *The Economic Analysis of Unions: new approaches and evidence*, Allen & Unwin.
- Hirsch, B. T., and E. J. Schumacher(1998), "Unions, Wages, and Skills," *The journal of Human Resources* 33(1). pp.201~219.
- Jakubson, G.(1991), "Estimation and Testing of the Union Wage Effect Using Panel Data," *Review of Economic Studies* 58(5), pp. 971~991
- Jarrell, S. B., and T. D. Stanley(1990), "A Meta-Analysis of the Union-Nonunion Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review* 44(1), pp.54~67.
- Lewis, H.(1963), *Unionism and Relative Wage in the United States*, The University of Chicago Press.
- _____(1983), "Union Relative Wage Effect: A Survey of Macro Estimates," *Journal of Labor Economics* 1(1), pp.1~27.
- _____(1986), *Union Relative Wage Effects : A Survey*, The University of Chicago Press.
- _____(1990), "Union/Nonunion Wage Gaps in the Public Sector," *Journal of Labor Economics* 8(1), pp.260~328.

- Lindbeck, A., and D. Snower(1986), "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations," *American Economic Review* 76(2), pp.235~239.
- Montgomery, M.(1988), "On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers," *Review of Economics & Statistics*, 70(1), pp.112~117.
- Neumark, D., and M. L. Wachter(1995), "Union Effects on Nonunion Wages: Evidence from Panel Data on Industries and Cities," *Industrial Labor Relations Review* 49(1). pp.20~38.
- Oaxaca, R.(1973), "The Male-Female Wage Differentials in the Urban Labor Market," *International Economic Review* 14, pp.693~709.
- Osterman, P.(1994), "How common is workplace transformation and who adopts it?," *Industrial & Labor Relations Review* 47(2), pp.173~188.
- Peetz, David(1998), *Unions in a Contrary World: The Future of the Australian Trade Union Movement*, Cambridge University Press.
- Pfeffer, J., and J. N. Baron(1988), "Taking the Workers Back Out Recent Trends in the Structuring of Employment," *Research in Organizational Behavior* 10, pp.257~303.
- Poterba, J., and K. Rueben(1994), "The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence Using Quantile Regression Method," NBER Working Paper No. 4734.
- Powers, D. A., Yoshioka, H., and M-S. Yun(2011), "mvdcmp: Multivariate decomposition for nonlinear response models," *The Stata Journal* 11(4), pp.453~479.
- Riddell, C. W.(1993), "Unionization in Canada and United States: A Tale of Two Countries," in D. Card and R. Freeman(ed.), *Small Differences That Matter: Labour Markets and Income*

- Maintenance in Canada and the United States*, University of Chicago Press, pp.109~147.
- Schnabel, C., and J. Wagner(2005), "Who Are the Workers Who Never Joined a Union? Empirical Evidence from Germany," Discussion Paper, No. 1658, Institute for the Study of Labor (IZA).
- _____(2007), "Determinants of Union Membership in 18 EU Countries: Evidence from Micro Data, 2002/03," *Industrial Relations Review* 38(1), pp.5~32.
- Smith, V.(1997), "New Forms of Work Organization," *Annual Review of Sociology* 23(1), pp.315~339.
- Solow, R. M.(1985), "Insiders and Outsiders in Wage Determination," *Scandinavian Journal of Economics* 87(2), pp.411~428.
- Uzzi, B., and Z. Barsness(1998), "Contingent Employment in British Establishments: Organizational Determinants of the Use of Fixed-term Hires and Part-time Workers," *Social Forces* 76(3), pp.967~1007.
- Valverde, M., O. Tregaskis, and C. Brewster(2000), "Labor Flexibility and Firm Performance," *International Advances in Economic Research* 6(4), pp.649~661.
- Walters, Sally(2002), "Female Part-time Workers' Attitudes to Trade Unions in Britain," *British Journal of Industrial Relations* 40(1), pp.49~68.

◆ 執筆者

- 김정우(한국노동연구원 전문위원)

노동조합과 비정규 고용

- 발행연월일 | 2014년 8월 20일 인쇄
2014년 8월 25일 발행
- 발행인 | 이 인 재
- 발행처 | **한국노동연구원**
☎ 150-7410 서울특별시 영등포구
은행로 30
☎ 대표 (02) 3775-5514 Fax (02) 3775-0697
- 조판·인쇄 | 천세 (02) 2272-2727
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2014 정가 8,000원

ISBN 978-89-7356-001-1